

Balanceren op de scheidingslijn tussen werk en gezin

Werk-gezin conflict en tevredenheid in Vlaanderen en andere Westerse landen

Sara Symoens

Vakgroep Sociologie, Universiteit Gent
Korte Meer 5
9000 Gent
Tel: 09/264 84 55
Mail: Sara.Symoens@UGent.be

Piet Bracke

Vakgroep Sociologie, Universiteit Gent
Korte Meer 5
9000 Gent
Tel: 09/264 68 03 / Fax: 09/264 69 75
Mail: Piet.Bracke@UGent.be

Referentie: Symoens, S. & Bracke, P.(2007), *Balanceren op de scheidingslijn tussen werk en gezin. Werk-gezin conflict en tevredenheid in Vlaanderen en andere Westerse landen*. In: Pickery, J.(Ed.) (2007), *Vlaanderen gepeild! 2007*, Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering, pp. 262-297.

Abstract

De eisen die arbeid en gezin stellen zijn vaak moeilijk verenigbaar, vormen een belangrijke bron van spanning en conflict en leiden tot een afname van de kwaliteit van het leven. In gevorderde markteconomieën waar overheden streven naar het verhogen van de arbeidsparticipatiegraad is het vinden van de juiste balans tussen gezin en arbeid bijgevolg een belangrijke uitdaging.

In deze bijdrage wordt de impact van enkele werk- en gezinsgerelateerde determinanten verkend en wordt de invloed van spillover op zowel werk- als de gezinstevredenheid nagegaan. Gebruik makend van een deel van de data van het ISSP 2002 (werkende mannen en vrouwen tussen 25 en 60 jaar met een partner, uit 16 Westerse landen), wordt de werk-gezin balans van Vlaamse vrouwen (N=312) en mannen (N=379) internationaal vergeleken ($N_{\text{vrouwen}} = 3628$; $N_{\text{mannen}} = 3712$). Vier types van landen worden onderscheiden: familiegerichte-, marktgerichte- tweeverdiendersgerichte-, en Mediterrane welvaartstaten.

De hypothese dat arbeid-gezin spillover vooral uitgelokt wordt door werkgerelateerde condities, terwijl gezin-arbeid spillover doorgaans gerelateerd is aan de gezinssituatie, wordt niet bevestigd. Opvallend is dat Vlaanderen – in vergelijking met deze 15 andere landen – eerder zwak scoort, zowel voor werk-gezin conflict als voor werk- en gezinstevredenheid. Multilevel analyses tonen aan dat deze nadelige positie slechts gedeeltelijk kan worden verklaard vanuit de individuele werk- en gezinsgerelateerde determinanten, maar dat ook eenduidige verschillen tussen de vier landentypes ontbreken. Simulaties doen tenslotte uitschijnen dat in Vlaanderen wel een meer optimale balans tussen werk en gezin mogelijk is, maar dat deze voor mannen niet onverdeeld positief is.

‘Work’ and ‘life’ are often difficult to combine. As a result, they can be important sources of tension and conflict, often leading to a decrease in the quality of life. In advanced market economies in which governments strive to increase labour-participation, it is a big challenge to find a satisfying balance between work- and family life.

In this article the impact of some work- and family related predictors are explored, as well as the impact of spill over on satisfaction with work- and family life. Part of the data of the ISSP 2002 are being used (from 16 countries, working men and women - between 25 and 60 years old – and with a partner were selected) to make an international comparison of the scores of Flemish women (N=312) and Flemish men (N=379) on work-life balance ($N_{\text{women}} = 3628$ and $N_{\text{men}} = 3712$). Four types of counties are distinguished: family directed-, market oriented-, two-earners directed- and Mediterranean welfare states.

The hypothesis that work-to-family spill over is mainly induced by work related conditions, while family-to-work spill over is brought on mainly by family related conditions, is not confirmed. Another remarkable fact is that, from an international perspective, Flemish women and men score rather bad as concerns both the experience of work-life balance and satisfaction. Multilevel analyses show that individual work- and family related factors can only partly explain this less favourable condition. Furthermore, consistent differences between the four types of welfare states are largely lacking. Nevertheless, simulations show that a more optimal balance between work and family can be obtained in Flanders, albeit with some trade-offs that are not entirely positive for men.

1. Inleiding

Sinds een tiental jaar is 'werk-gezin conflict' zowel in de wetenschappelijke literatuur als in populaire magazines voor management en human resources een hot topic (McInnes, 2006). 'Werk-gezin conflict' verwijst naar een subjectief gevoel van onmogelijkheid om een perfecte oplossing te vinden voor de verschillende eisen die het werk en de familiale sfeer stellen: deelname in één rol bemoeilijkt het optimaal functioneren in de andere rol (Duxbury & Higgins, 2003; Higgins, Duxbury & Johnson, 2000; Goode, 1960; Greenhaus & Beutell, 1985). Personen die moeilijkheden ervaren om werk en gezin in balans te houden, ervaren meestal problemen met dergelijke interrolconflicten of problemen die gerelateerd zijn aan tijdsmanagement (Bellavia & Frone, 2005; Greenhaus & Beutell, 1985; Higgins, Duxbury & Johnson, 2000). In hoofdzaak is deze groeiende focus op het onderwerp te wijten aan de veranderingen die eigen zijn aan de transitie naar een meer moderne wereld. Een samenleving die wordt gekenmerkt door zowel een groeiende totaaleconomie als een toegenomen trend naar individualisering, waarbij voornamelijk de veranderingen op de arbeidsmarkt opvallen, met als summum de toegenomen arbeidsparticipatie van de vrouw (Bellavia & Frone, 2005).

Vroeger werd in het kostwinnersmodel gezorgd voor balans tussen werk en familie binnen de diade van het gezin: de man zorgde voor de arbeid buitenshuis, terwijl de vrouw de huishoudelijke taken en de opvoeding van de kinderen op zich nam. Dit kostwinnersmodel is evenwel definitief in verval: tussen 1960 en 2003 is de activiteitsgraad van vrouwen in de toenmalige 15 Europese landen – als proportie van de activiteitsgraad van mannen – immers toegenomen van 44% naar 79% (McInnes, 2006). Echter, ondanks deze veranderingen en ondanks de groeiende aandacht voor de ongelijke behandeling van vrouwen en mannen worden diverse huishoudelijke taken, alsook de zorg voor de kinderen vaak nog gezien als 'vrouwelijke taken'. Hierdoor is het vinden van balans tussen arbeid en gezin voor vrouwen moeilijker (Gonäs, 2005; Sayer, 2005). Ann Carton (2003) toont aan dat de herverdeling van huishoudelijke arbeid over vrouwen en mannen geen gelijke tred houdt met de toegenomen participatie van vrouwen op de arbeidsmarkt voor Vlaanderen, en wijst tevens op de dominantie van het onderliggende idee dat een gezinsleven lijdt onder een (voltijds) buitenhuis werkende moeder. Maar ook ander Vlaams onderzoek wijst op de groei pijnen van het combinatiemodel (Audenaert, 2006; Lambrechts, Dehaes & Vos, 2003; Jacobs e.a., 2000; Van Dongen e.a., 2001) en Europees en internationaal vergelijkend onderzoek omtrent deze kwestie bevestigt – mits nuances – het algemeen patroon (Van der Lippe e.a., 2006; McInnes, 2006; Geist, 2005; Sayer, 2005; Fuwa, 2004; Abrahamson & Wehner, 2003; Wyns & Lambrechts, 2002; Duxbury & Higgins, 2003; Callens e.a., 2000). Veel onderzoek binnen de topic van werk-gezin conflict focust dan ook op 'gender' en de vraag of er al dan niet werkelijk een geslachtsverschil bestaat in de ervaring van werk-gezin conflict (Keene & Quadagno, 2004; Barnett & Hyde, 2001; Sayer, 2005; Fuwa, 2004; Mennino e.a., 2005).

Anderzijds focust een belangrijk deel ook op het ontdekken van de (mogelijke) determinanten van werk-gezin conflict; contextuele factoren die vorm geven aan de sterkte van deze perceptie (Greenhaus & Beutell, 1985; Voydanof, 1988; Keene & Quadagno, 2004; Bouazzaoui & Mullet, 2004). Deze bronnen van conflict kunnen optreden als versterkende of remmende factor en worden meestal opgesplitst naar de twee domeinen van waaruit ze voortkomen: de werksfeer enerzijds en de gezinssfeer anderzijds. Onder werkgerelateerde factoren wordt de ruime groep van factoren verstaan die direct of indirect gerelateerd zijn aan de werkrol van een persoon en een invloed uitoefenen op de perceptie van spillover en/of tevredenheid (Greenhaus & Beutell, 1985; Voydanof, 1988; Keene & Quadagno, 2004; Bouazzaoui & Mullet, 2004). Naar analogie worden onder familiegerelateerde factoren de ruime groep van factoren begrepen die direct of indirect gerelateerd zijn aan het gezin van een persoon en de perceptie van spillover en/of tevredenheid beïnvloeden.

Doorgaans worden twee grote categorieën van werk-gezin conflict onderscheiden: arbeid-gezin spillover en gezin-arbeid spillover. (Higgins, Duxbury & Johnson, 2000; Duxbury & Higgins, 2003). Arbeid-gezin spillover, vaak aangeduid met de Engelse term 'work-to-family spillover', wordt gebruikt om aan te geven wanneer het werk de familiale sfeer binnendringt, bijvoorbeeld, wanneer men niet in staat is iets leuks te doen met de kinderen omdat men overuren moet maken. Gezin-arbeid spillover¹, of 'family-to-work spillover', geeft aan wanneer familiale verplichtingen de werksfeer binnendringen, zoals wanneer men niet in staat is zich te concentreren op het werk omdat de partner zwaar ziek is. Arbeid-gezin spillover wordt verondersteld in hoofdzaak te wijten te

¹ We nemen de Engelstalige benaming voor het begrip over omdat vooralsnog geen algemeen aanvaard Nederlandstalig alternatief voor handen is. Bovendien wensen we, te benadrukken dat het gebruik van de woordenpaar arbeid-gezin of gezin-arbeid aansluit bij het dagelijkse taalgebruik en niet hoeft te suggereren dat wij de productieve aspecten van gezinsarbeid ontkennen.

zijn aan werkgerelateerde bronnen van conflict, terwijl gezin-arbeid spillover hoofdzakelijk zou dienen te worden gekoppeld aan familiegerelateerde conflictbronnen.

De laatste decennia zouden in de Westerse landen beide aspecten van werk-gezin conflict toegenomen zijn, in eerste instantie voor vrouwen, maar ook voor mannen (Van der Lippe e.a., 2006). Onderzoek van Bellavia en Frone (2005) toont daarenboven aan dat zowel gezin-arbeid- als arbeid-gezin spillover lagere niveaus van gezinstevredenheid voorspellen doordat ze een negatieve impact hebben op de inzet in de familierol, het geven van steun aan gezinsleden, en familiegerelateerde absenteïsme verhogen. Hoe hoger beide vormen van spillover, hoe lager ook de gemiddelde werktevredenheid. Ook hier is de relatie vaak indirect, via de ervaring van verhoogde werkdruk en stress en via lagere niveaus van zelfgepercipieerde efficiëntie. Statistieken rond angststoornissen, zelfdoding en depressies (Wauterickx & Bracke, 2005; Bracke, 2000) leggen de vinger op de wonde. ‘Werk-gezin balans’ is in verschillende landen dan ook verworpen tot een belangrijk topic voor onderzoek én beleid (Guest, 2002; McInnes, 2006; Gonäs, 2005; Leitner & Wroblewski, 2006).

De overgrote meerderheid van het onderzoek naar werk-gezin conflict is tot nu toe gebaseerd op nationale surveys en beperkt zich tot het individuele niveau. Multilevel analyses, die verschillen op het crossnationaal niveau opnemen, kunnen evenwel een nieuw licht werpen, niet alleen op de prevalentie, maar ook op de impact van verschillende factoren op de ervaring van spillover en tevredenheid.

In dit artikel gaan we dieper in op het fenomeen en beschouwen we de werk-gezin balans en de werk- en gezinstevredenheid van Vlaamse vrouwen en mannen vanuit een internationaal perspectief. Hierbij gaan we na (a) wat de voornaamste werk- en gezinsgerelateerde determinanten van werk-gezin conflict zijn, (b) hoe het gesteld is met de ervaring van werk-gezin conflict en tevredenheid in Vlaanderen in vergelijking met een referentiegroep van andere Westerse landen, (c) of de inter-landelijke verschillen terug te brengen zijn tot verschillen in de compositie van de werkende bevolking (het voorkomen van relevante werk- en gezinsgerelateerde condities), en (d) of er, onafhankelijk van deze compositionele effecten, meer structurele verschillen tussen landen merkbaar zijn en of deze teruggebracht kunnen worden tot systematische verschillen in beleid. Tenslotte wordt (e) aan de hand van simulaties geschat welke veranderingen we inzake werk-gezin conflict en tevredenheid in Vlaanderen mogen verwachten onder meest optimale condities.

2. Theoretische prospectie naar de determinanten van arbeid-gezin conflict

Arbeid-gezin spillover wordt verondersteld in hoofdzaak te wijten te zijn aan werkgerelateerde bronnen van conflict, terwijl gezin-arbeid spillover hoofdzakelijk zou dienen te worden gekoppeld aan familiegerelateerde conflictbronnen. Is dit zo? En wat is de rol van factoren op macroniveau? In deze sectie wordt een kort overzicht van de voornaamste beïnvloedende factoren gegeven, waarbij iets meer aandacht geschonken wordt aan deze factoren die er - rekening houdend met de dataset - voor de empirische toets uitgelicht worden.

2.1. Gender en geslachtsroloriëntatie

“Is er sprake van gender verschillen of van gender gelijkenis?”. Het merendeel van het onderzoek omtrent werk-gezin conflict ondersteunt de hypothese dat mannen en vrouwen op verschillende manieren geconfronteerd worden met problemen inzake de combinatie werk-gezin (Mennino e.a., 2005; Keene & Quadagno, 2004; Sayer, 2005; Fuwa, 2004). Zoals de gendertheorie voorspelt, ervaren vrouwen meer spillover in beide richtingen, dan mannen, aangezien zij nog steeds het gros van het huishouden voor hun rekening nemen (Mennino e.a., 2005) al blijft ook voor hen werk-gezin spillover de meest gerapporteerde vorm van spillover (Keene & Quadagno, 2004). Ook de determinanten van spillover zijn gedeeltelijk geslachtsspecifiek: omdat arbeid meer centraal staat in het leven van mannen rapporteren zij meer spillover vanwege verplichtingen verbonden met hun werk, dan verplichtingen voortvloeiend uit hun gezinsleven (Keene & Quadagno, 2004). Gender is ook van belang voor de relatie tussen werk-gezin conflict en tevredenheid. Zo tonen Artazcoz e.a. (2004) aan dat zelfgepercipieerde gezondheid en psychosomatische klachten bij mannen enkel met hun sociale klasse verbonden zijn, terwijl deze bij vrouwen ook gerelateerd zijn aan job- en gezinsvereisten.

De ervaring van werk-gezin conflict en tevredenheid wordt vermoedelijk niet alleen gevoed door extern waarneembare factoren, maar ook door – of in combinatie met – interne factoren zoals de persoonlijke attitudes met betrekking tot de maatschappelijke positie van mannen en vrouwen. Immers, wie handelt in lijn met zijn of haar attitudes ervaart minder rolconflicten en is meer tevreden (Brehm e.a., 2000). Zo zullen vrouwen die werken omdat ze vinden dat dit beter is voor een vrouw, zullen zich beter in hun situatie voelen dan vrouwen die enkel

werken uit financiële noodzaak. Op deze manier kunnen attitudes tevens optreden als versterkende óf remmende factoren.

2.2. Werkgerelateerde factoren

Steunend op diverse onderzoekssamples werd een directe en positieve relatie tussen het aantal **arbeidsuren** en werk-gezin conflict gevonden (White e.a., 2003; Voydanof, 1988, p.750; Bellavia & Frone, 2005). Ook het maken van overuren zou werk-gezin conflict in rechte lijn beïnvloeden, gezien de onmiddellijke link met een toenemende tijdsdruk (Voydanof, 1988). Het aantal uren dat de partner buitenshuis werkt zou enkel voor vrouwen een belangrijke predictor voor werk-gezin conflict zijn (Keith & Schaffer, 1980 In: Greenhaus & Beutell, 1985). Al gaat het hier om weinig recente studies. Andere versterkende werkgerelateerde factoren zijn: rolambigüiteit, de intellectuele en fysieke inspanning die het werk vraagt, snelle veranderingen, weinig ondersteuning krijgen, onregelmatige en inflexibele uurroosters, steeds bereikbaar moeten zijn, diverse communicatieproblemen, enz. (Bellavia & Frone, 2005; Voydanof, 1988; Keene & Quadagno, 2004).

Supervisie is daarentegen een factor die een remmende werking op werk-gezin conflict lijkt uit te oefenen. Wie superviseert heeft meer flexibiliteit en vaak ook de mogelijkheid tot delegeren, waardoor spillover makkelijker kan worden vermeden. De plaats die een persoon inneemt in de organisatorische hiërarchie, en de daarmee verbonden graad van supervisie, blijkt bovendien ook een sterk positieve voorspeller te zijn voor werktevredenheid, toewijding en betrokkenheid bij de job (Oshagbemi, 2003; Robie e.a., 1998; Adelman, 1987). Hierbij aansluitend blijken ook andere jobkenmerken werk-gezin conflict tegen te gaan: meer arbeidsautonomie, meer flexibiliteit, variëteit en uitdaging in het werk, het uitvoeren van dankbaar, zinvol en verrijkend werk en het ervaren van sociale steun. (Greenhaus & Beutell, 1985; Voydanof, 1988; White e.a., 2003; Keene & Quadagno, 2004; Bouazzaoui & Mullet, 2004). Tenslotte werd in diverse onderzoeken ook reeds opgemerkt dat ook **de sector van tewerkstelling** een indirecte invloed kan hebben op de ervaring van spillover en tevredenheid (Barker, 1993, Duxbury & Higgins, 1994 en Higgins e.a., 1992 In: Higgins, Duxbury & Johnson, 2000). Hier wordt het grootste onderscheid gemaakt tussen zelfstandigen enerzijds en loontrekkenden anderzijds. Kenmerkend voor deze eerste groep is dat er geen scheiding is van woon- en werkplaats. De vraag hierbij is of dit (a) tot minder conflict en spillover leidt omdat meer flexibiliteit mogelijk is, of (b) tot meer conflict en spillover leidt net door dit gebrek aan ruimtelijke segregatie. Onderzoek tot nog toe wijst in de richting van de eerste hypothese: zelfstandigen zouden niet alleen sterker betrokken zijn bij- en meer tevreden zijn met hun job dan mensen die in loonverband werken, maar zouden ook een hogere levenstevredenheid rapporteren (Barker, 1993, Duxbury & Higgins, 1994, en Higgins e.a., 1992 In: Higgins, e.a., 2000).

2.3. Familiegerelateerde factoren

Vanwege de toename van de ouderlijke verantwoordelijkheid en de inperking op de persoonlijke tijd, wordt het **aantal kinderen** in het huishouden als een belangrijke factor opgenomen in onderzoek naar werk-gezin balans. Meer kinderen betekent meer spillover, maar zou daarentegen wel in relatie staan met een hogere levenstevredenheid. (Bellavia & Frone, 2005; Keene & Quadagno, 2004; Voydanoff, 1988; Greenhaus & Beutell, 1985). Samen met het aantal kinderen, wordt ook **het aantal uren huishoudelijk werk** meestal opgenomen vanwege de beperking dat het impliceert in tijd die men aan iets anders kan spenderen (Voydanoff, 1988; Keene & Quadagno, 2004). Evenzo wordt het **eigen aandeel in het huishoudelijk werk** gerelateerd aan spillover. Al is de relatie hier niet eenduidig. Enerzijds kan een versterkend effect op werk-gezin conflict verwacht worden, steunend op de idee dat een hoger aandeel betekent dat men meer tijd in het huishouden stopt dan de partner, waardoor er geen evenwicht is in de taakverdeling. Anderzijds kan een negatieve associatie met werk-gezin conflict het gevolg zijn van 'positieve zelfverrechtvaardiging' ("Als ik iets vaak doe, of vaker doe dan mijn partner, moet dat zijn omdat ik het graag doe.") (Bouazzaoui & Mullet, 2004; Brehm e.a., 2000).

Het al dan niet inschakelen van **externe hulp in het huishouden** tenslotte is – net als kiezen voor parttime werk – in feite een copingmechanisme en kan derhalve gezien worden als een remmende factor voor werk-gezin conflict. Onderzoek wijst immers uit dat externe hulp voor een daling in het aantal gependende uren aan huishoudelijke taken zorgt en op deze wijze ook in de ervaring van spillover (Voydanoff, 2002; Bellavia & Frone, 2005).

2.4. Type welvaartstaat

Volgens de ecologische systeemtheorie kunnen sociale handelingen best begrepen worden door studie van de interactie tussen kenmerken van een persoon enerzijds en kenmerken van de omgeving anderzijds

(Bronfenbrenner, 1989 In: Bellavia & Frone, 2005). Zo zou het **type welvaartstaat** de ervaring van werk-gezin conflict beïnvloeden en ook de impact van individuele effecten modifieren, via een differentiële beleidsvoering. Algemeen worden drie ideaaltypes van welvaartstaten erkend: de sociaaldemocratische-, de liberale- en de conservatieve welvaartstaat, welke zich van elkaar onderscheiden in hun beleidsmaatregelen die al dan niet geïmplementeerd worden met betrekking tot de rol van vrouwen in zowel de arbeidsmarkt als het familiale leven (Leitner & Wroblewski, 2006; Geist, 2005; Fuwa, 2004; Korpi, 2000). Binnen de sociaaldemocratische welvaartstaten neemt de overheid een groot deel van de zorgtaak van families op zich. Diverse kinder- en ouderenopvangcentra worden georganiseerd door de staat, en dit voor iedereen die er gebruik van wenst te maken. Op deze manier tracht men vrouwen van een groot deel van de huishoudelijke taken te verlossen, waardoor meer tijd ontstaat om buitenshuis te werken (Esping Andersen, 1996). Omdat de norm in deze landen het tweeverdienergezin is, kenmerken deze landen zich dan ook door een expliciet overheidsstreven naar gendergelijkheid en een progressieve genderideologie (Abrahamson & Wehner, 2003).

In de liberale welvaartstaten wordt de grootste rol gelegd bij de markt en zorgt de staat slechts minimaal voor maatschappelijke diensten (Abrahamson & Wehner, 2003; Leitner & Wroblewski, 2006). Daarom worden ze ook wel de ‘marktgeoriënteerde landen’ genoemd. De staat gaat wel uit van gendergelijkheid, maar aangezien de markt instaat voor de organisatie van opvang ed., is er eerder sprake van genderdifferentiatie (Geist, 2005). In tegenstelling tot het universalistisch beleid van de sociaaldemocratische welvaartstaten, wordt in liberale welvaartstaten eerder een individualistisch beleid gevoerd, in die zin dat hulp enkel voorzien wordt voor wie er wettelijk recht op heeft en de noodzaak ervan kan bewijzen (Esping-Andersen, 1996).

De conservatieve welvaartstaten tenslotte gaan nog het sterkst uit van een traditioneel rollenpatroon waarin de man buitenshuis, en de vrouw binnenshuis werkt - of hoogstens als tweede verdiener gaat werken. Gezien deze idee van geslachtsroldifferentiatie zorgt de staat dan ook slechts minimaal voor ondersteuning en diensten en helpt ze op die manier het traditioneel beeld van het nucleaire gezin te behouden (Esping-Andersen 1996; Korpi, 2000; Fuwa, 2004). Deze landen worden ook wel de ‘gezinsgerichte landen’ genoemd. Vlaanderen (België) maakt deel uit van deze laatste groep.

Deze driedeling is in oorsprong gebaseerd op Esping-Andersen (1996), maar meer recente typologieën incorporeren ook een vierde type welvaartstaat, m.n. dat van de Mediterrane landen (Italië, Spanje, Portugal, Griekenland, Cyprus). Hoewel intern nog gedifferentieerd, is kenmerkend voor dit type de centrale positie van de familie. Sociale risico's op het niveau van het individu dienen gedragen te worden door de familie. Sociale zekerheid is dan ook slechts rudimentair aanwezig, en wordt, net als de voorziening van minimum inkomens, niet zelden op het lokale niveau –en dus gefragmenteerd- georganiseerd (Arts & Gelissen, 2007; Trifletti, 1999).

Deze types in ogenschouw genomen, zouden we dan ook kunnen verwachten dat er substantiële verschillen zijn in de ervaring van werk-gezin conflict, met de minste problemen van spillover in tweeverdienergerichte landen (sociaaldemocratische welvaartstaten), en de meeste problemen bij werkende vrouwen in de Mediterrane landen, gevolgd door de gezinsgerichte- of conservatieve welvaartstaten. Anderzijds toont onderzoek van van der Lippe, Jager en Kops (2006) aan dat een ondersteunende sociale context met een familievriendelijk beleid niet persé leidt tot minder rollenconflicten. Bovendien is het zo dat de scheidingslijnen tussen de types welvaartstaten vervagen en het gevoerde overheidsbeleid convergeert (Abrahamson & Wehler, 2003). Het is, met andere woorden, onduidelijk in hoeverre de al dan niet aanwezige verschillen in overheidsbeleid zich laten voelen in het dagelijkse leven van werkende vrouwen en mannen.

3. Data en methode:

3.1. Data

Voor dit onderzoek werd gebruik gemaakt van de dataset van het International Social Survey Programme (ISSP, 2002) over ‘Family and Changing Gender Roles’. Deze dataset bevat 46638 individuen (20640 vrouwen en 25955 mannen) uit 34 verschillende landen. De procedures voor steekproeftrekking verschillen voor de individuele landen: een deel zijn enkelvoudige, een deel trapsgewijs gestratificeerde random steekproeven. Dataverzameling gebeurde aan de hand van gestandaardiseerde vragenlijsten, op diverse wijzen: aan de hand van een interview (Oostenrijk, Spanje, Portugal, Cyprus, Zwitserland en Nederland), een interview met enquête (Groot-Brittannië, Duitsland, Vlaanderen en de Verenigde Staten), een postenquête (Australië, Noorwegen, Finland, Denemarken en Zweden), of een telefoonenquête (Frankrijk).

De analyses werden uitgevoerd op een gedeelte van de steekproef van de ISSP2002. In de eerste plaats werden slechts enkele landen betrokken bij de studie. De selectie van de landen is gebaseerd op het werk van Korpi

(2000), die een typologie van welvaartsstaten hanteert met betrekking tot de mate waarin een gezinsgericht-, marktgericht- of eerder tweeverdienergericht overheidsbeleid gevoerd wordt. Deze classificatie valt samen met de klassieke driedeling van de welvaartsstaten door Esping-Andersen (1996) in conservatieve, liberale en sociaaldemocratische welvaartsstaten. Vlaanderen, Frankrijk, Oostenrijk, Nederland en Duitsland (FLA, F, OOS, NL, GER) werden weerhouden als voorbeelden van het eerste type, Australië, de Verenigde Staten van Amerika, Groot-Brittannië en Zwitserland (AUS, USA, UK, CH) als vertegenwoordigers van het tweede type, en Denemarken, Noorwegen, Finland en Zweden (DK, N, FIN, S) als voorbeelden van het laatstgenoemde type welvaartsstaat. Daarnaast werd, zoals boven vermeld, ook geopteerd de Mediterrane welvaartsstaten op te nemen in de studie. Vertegenwoordigers van deze groep zijn Spanje, Cyprus en Portugal (ESP, CY, POR). Bij de landenkeuze speelden ook enkele meer praktische overwegingen een rol. Zo ontbrak informatie over Wallonië. Bovendien werd beslist om de gegevens over Oost- en West- Duitsland samen te voegen om tegemoet te komen aan de nieuwe politieke realiteit van het ééngemaakte Duitsland en naar analogie ook met o.a. Brahamson & Wehner (2003) en het 4th European Working Conditions Survey (2007). Tenslotte konden sommige landen niet opgenomen worden omdat ze niet in de ISSP2002-data voorkomen, waaronder Italië, Griekenland en Canada.

Respondenten werden vervolgens geselecteerd aan de hand van drie criteria: Ten eerste werden enkel de respondenten met betaald werk weerhouden, omdat het hebben van betaald werk – in onze definitie – een noodzakelijke voorwaarde is om werk-gezin conflict te kunnen ervaren. Ten tweede werden enkel respondenten ouder dan 24 en jonger dan 60 geselecteerd, omdat werkenden buiten deze leeftijdscategorie eerder als atypisch moeten worden beschouwd. Tenslotte focust de analyse ook enkel op die personen die samenwonen met een vaste levenspartner. Alleenstaanden worden met andere woorden niet opgenomen in de analyse. Deze keuze werd niet gemaakt omdat het thema irrelevant is voor deze groep – integendeel –, maar voornamelijk vanwege praktische overwegingen van databeschikbaarheid: voor diverse cruciale variabelen die in het model opgenomen werden is voor alleenstaanden immers geen data voorhanden.

Dit leidt tot een uiteindelijke steekproef van 8741 personen, 4605 mannen en 4136 vrouwen. De steekproefomvang varieert van 378 (Verenigde Staten) tot 761 (Verenigd Koninkrijk).

3.2. Afhankelijke variabelen

De scores op arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover werden bekomen door de scores op twee items samen te tellen². Voor arbeid-gezin spillover zijn deze *“Toen ik van het werk thuiskwam, was ik te moe om de noodzakelijke huishoudelijke taken te doen.”*, en *“Het was moeilijk voor mij om mijn huishoudelijke verplichtingen te vervullen door de tijd die ik op het werk doorbreng.”*. Voor gezin-arbeid spillover zijn de items *“Ik kwam te moe op het werk aan om goed te presteren wegens de huishoudelijke taken die ik had gedaan.”*, en *“Het was moeilijk om mij op het werk te concentreren wegens mijn huishoudelijke verplichtingen.”*. De respondenten werden gevraagd aan te geven hoe vaak ze de voorbije drie maanden deze situaties ervaren hadden. De antwoorden variëren van nooit (=1) tot meerdere malen per week (=4). De inter-itemcorrelaties voor beide paren van items bedragen respectievelijk $r = 0,54$ ($p < 0,001$) en $r = 0,52$ ($p < 0,001$). De (gehercodeerde) scores op beide samengestelde indicatoren variëren van 1 (min.) tot 7 (max.).

Werktevredenheid en gezinstevredenheid werden gemeten aan de hand van schaalvariabelen met 7 antwoordalternatieven, gaande van uitermate ontevreden (=1) tot uitermate tevreden (=7). Er werd gevraagd: *“Alles bij elkaar genomen, hoe tevreden bent u met uw (hoofd)job/ uw gezinsleven?”*. Beide indicatoren vertonen een matige associatie ($r = 0,27$; $p < 0,001$), wat er op wijst dat ze tevredenheid meten in twee te onderscheiden domeinen.

3.3. Onafhankelijke variabelen

Als onafhankelijken werden vooreerst geslacht opgenomen (man=0, vrouw=1), en geslachtsroloriëntatie, een schaalvariabele die gecreëerd werd door het gemiddelde te nemen van de antwoordscores op negen stellingen die peilen naar de houding tegenover geslachtsroldifferentiatie. Twee voorbeelden van uitspraken zijn: *‘Een baan is*

² De afhankelijke variabelen zijn gebaseerd op weinig items, wat echter door databeschikbaarheid komt. Toch blijkt dat deze operationalisering moet volstaan gezien het feit dat voorbeelden van meer omvattende operationaliseringen -inz. WLC- minder voorkomend zijn (Stevens, Kiger en Riley, 2006; Mennino et al, 2005). Terwijl voorbeelden van operationaliseringen bestaande uit evenveel items (Van der Lippe et al, 2006; Thompson, Beauvais en Lyess, 1999) of minder items (Keene en Quadagno, 2004; Voydanoff, 1988; The 4th European working conditions survey) legio zijn.

oké, maar de meeste vrouwen willen eigenlijk een huis en kinderen en *‘De taak van de man bestaat erin geld te verdienen, die van de vrouw om voor het huis en het gezin te zorgen’*. Scores variëren van helemaal akkoord (=1) tot helemaal niet akkoord (=5). De samengestelde variabele kent een minimumscore van 1 (sterk traditioneel denken) en een maximumscore van 5 (sterk egalitair denken) en heeft een matig tot goede betrouwbaarheid met Cronbach's alfa = 0,76. De gecorrigeerde item totale correlaties variëren tussen 0,28 en 0,58. Een beperkte vervanging van ontbrekende informatie werd toegepast door de gemiddelde score te berekenen voor alle cases die die geantwoord hebben op ten minste 4 stellingen.

Als onafhankelijke gezinsgerelateerde determinanten werden opgenomen: het aantal inwonende kinderen jonger dan 18 jaar; de omvang van het huishoudelijke werk of het aantal uren dat men gemiddeld per week spendeert aan huishoudelijke taken; het eigen aandeel in het huishoudelijk werk (ontwikkeld volgens de methode van Sørensen & McLanahan (1987)³); de werkduur van de partner (categorische variabele: ‘niet werkend’, ‘deeltijds’, ‘voltijds’ of ‘geen informatie’⁴) en het al dan niet gebruik maken van externe huishoudelijke hulp (wie voor minstens één van vijf huishoudelijke taken beroep doet op externe hulp krijgt score 1, de rest 0). Een beperkte vervanging van ontbrekende informatie werd toegepast door de gemiddelde score te berekenen voor alle cases die informatie verstrekken voor ten minste 3 taken.

Werkgerelateerde determinanten die in de studie opgenomen werden, zijn werkuren (het aantal uren men gemiddeld per week betaalde arbeid verricht), supervisie (dummy-variabele: geen superviserende taak (=0), versus wel een superviserende taak (=1)), en sector van tewerkstelling (categorische variabele met 3 antwoordcategorieën: ‘overheid of social-profit sector’, ‘private sector’ en ‘zelfstandige’).

Als controlevariabelen werden leeftijd⁵ (geoperationaliseerd in decennia) en opleidingsniveau (categorische variabele met 4 antwoordcategorieën: ‘geen diploma hoger secundair’, ‘hoger secundair’, ‘hoger onderwijs, niet universitair’, en ‘universitair onderwijs’) opgenomen.

Op het tweede niveau werd vooreerst een maat voor het type welvaartstaat opgenomen; ook een categorische variabele met 4 antwoordcategorieën: ‘gezinsgerichte’ (=1: Duitsland, Oostenrijk, Nederland, Frankrijk en Vlaanderen), ‘marktgerichte’ (=2: Australië, de Verenigde Staten, Groot-Britannië en Zwitserland), ‘tweeverdienersgerichte’ (=3: Noorwegen, Zweden, Finland en Denemarken), en ‘Mediterrane’ (=4: Spanje, Portugal en Cyprus)). En tenslotte werd ook een maat die de gendercultuur van het land⁶ aangeeft opgenomen. Deze werd bekomen door per land de gemiddelde score op bovenvermelde indicator van geslachtsroloriëntatie te berekenen. Voor de totale steekproef werden zodoende 16 groepsgemiddelden gecreëerd.

3.4. Methode

Gegeven het feit dat de aard van het onderzoeksopzet internationaal vergelijkend onderzoek is en dat de data als dusdanig ook hiërarchisch gestructureerd is, met personen geclusterd binnen landen, werd gekozen voor multilevel analyses. Alle analyses werden uitgevoerd gebruik makend van de ‘linear mixed-effects modeling’ procedure van SPSS 14. Steeds werd gebruik gemaakt van gewichten teneinde een controle in te bouwen voor design- en populatiedistributie effecten. Er werden telkens drie modellen geschat, gebruik makende van de maximum loglikelihood schatting.

³ Twee maten, die een schatting geven van het gemiddelde aantal uren dat de respondent, respectievelijk zijn/haar partner, per week spendeert aan huishoudelijke taken, werden gebruikt om het relatieve aandeel te schatten. Volgens de methode van Sørensen & McLanahan (1987) werd dit relatieve aandeel berekend als: $\text{aandeel huishouden} = \frac{\text{HHuren}_{\text{respondent}}}{\text{HHuren}_{\text{respondent}} + \text{HHuren}_{\text{partner}}} - \frac{\text{HHuren}_{\text{partner}}}{\text{HHuren}_{\text{respondent}} + \text{HHuren}_{\text{partner}}}$, waarbij HHuren staat voor aantal uren huishoudelijk werk per week. Deze indicator meet de mate waarin beide partners afhankelijkheid zijn van elkaars investering in het huishoudelijk werk. Een score van 1 betekent dat de partner 100% afhankelijk is, een score 0 toont aan dat beide partners evenveel investeren en een score van -1 wijst erop dat de respondent 100% afhankelijk is van zijn/haar partner.

⁴ Voor deze variabele werd de categorie ‘geen informatie’ toegevoegd aangezien Nederland geen informatie geeft hieromtrent en we Nederland in de analyses wenselijk te houden.

⁵ Omdat we de geringste arbeid-gezin- en gezin-arbeid-spillover effecten en de hoogste tevredenheid verwachten bij jonge en oudere volwassenen (Fuwa, 2004), werd de variabele leeftijd gecentreerd door de scores te verminderen met het steekproefgemiddelde, en gekwadrateerd. In de regressievergelijkingen wordt zowel de gecentreerde variabele als zijn kwadraatterm opgenomen om deze niet-lineaire effecten te schatten.

⁶ Er werd geen gebruik gemaakt van de Gender-related Development Index (GDI), een maat die geconstrueerd werd door het United Nations Development Programme (UNDP) teneinde de ‘ontwikkeling’ in gelijkheid tussen man en vrouw te meten, aangezien deze maat gendergelijkheid weergeeft overheen dimensies als gezondheid, opleiding en inkomen; dimensies waarop dit onderzoek echter niet focust. Om dezelfde reden werd ook niet gekozen voor de Gender Equity Index (GEI) aangezien deze maat - naast een ‘empowerment-dimensie’ - ook focust op gendergelijkheid inzake opleiding en economische ontwikkeling. (bron: http://www.socialwatch.org/en/informeImpreso/pdfs/gei2005_eng.pdf)

Ten eerste werd een nulmodel of baselinemodel zonder onafhankelijke variabelen geschat. Deze schatting laat toe na te gaan hoeveel verklaarde variantie in de afhankelijke variabele gesitueerd kan worden op het landenniveau. Dit is echter slechts bij benadering, aangezien er – statistisch gezien – onvoldoende variabelen op het landenniveau opgenomen zijn om 100% correcte schattingen te kunnen maken⁷.

Vervolgens werd een individueel model geschat waarin, naast controlevariabelen, de werk- en familiegerelateerde factoren werden opgenomen; met inclusie van interactietermen. Voor de analyses naar werk- en gezinstevredenheid werden ook arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover als predictoren toegevoegd aan het model. Een dummy werden toegevoegd aan de covariatenlijst van de regressie om te controleren voor het effect van de substitutie van missende informatie met het steekproefgemiddelde voor de variabele ‘eigen aandeel in het huishoudelijk werk’ ($D = 1$ wanneer de waarde voor de variabele ongekend is en dus vervangen werd, en $D = 0$ wanneer deze wel gekend is (Paul e.a., 2003). Deze dummy wordt gebruikt om de hypothese te testen of de missende data wel MCAR (missing completely at random) is. Indien significant, dan vormt de groep waarvoor deze data ontbreekt m.a.w. een atypische groep. Maar zelfs met deze dummy, kunnen de parameter schattingen nog steeds vertekend zijn (Jones 1996 In: Paul e.a., 2003).

De niet-significante interactietermen werden nadien uit de vergelijking gehaald, evenals de controledummy - met uitzondering voor de analyses op familietevredenheid.

In een derde en laatste stap werden enkele landenkenmerken aan de vergelijking toegevoegd. Dit gebeurde afzonderlijk voor type welvaartstaat en voor de gendercultuur van het land. De resultaten na invoeging van type welvaartstaat worden weergegeven in tabellen 1 en 2. De resultaten van de impact van gendercultuur in het land worden weergegeven in de tekst zelf.

Tenslotte werden modellen geschat optimale maar realistische, waarden voor het gemiddeld aantal arbeidsuren, het gemiddeld aantal uren huishoudelijke arbeid, het eigen aandeel in het huishouden en de geslachtsroloriëntatie opgenomen werden. Op deze wijze kan nagegaan worden wat de effecten zouden zijn van veranderingen in de sociale, werk- en familiegerelateerde condities van vrouwen en mannen. De bevindingen hiervan worden voor Vlaanderen besproken (zie ook tabel 3).

4. Resultaten

4.1. Beschrijvende statistieken⁸

4.1.1. Individuele kenmerken

De gemiddelde leeftijd van onze steekproef van buitenhuis werkende mannen en vrouwen met een partner is 42,8 jaar voor de mannen en 41,2 voor de vrouwen. Voor Vlaanderen is dit 43,4, respectievelijk 40,6 jaar.

40% van de mannen en 35% van de vrouwen in de totale steekproef heeft geen diploma hoger secundair onderwijs. Voor Vlaanderen is dit 28%, respectievelijk 21%. 35% van de mannen en 38% van de vrouwen uit de totale steekproef heeft hoger onderwijs genoten. Opvallend hier is het vrij grote geslachtsverschil in de Vlaamse steekproef: 46% van de vrouwen heeft hoger onderwijs genoten, tegenover slechts 35% van de mannen.

4.1.2. Familie- en werkgerelateerde factoren

Uit de totale steekproef hebben 34% van de mannen en 33% van de vrouwen twee of meer inwonende kinderen jonger dan 18. Voor de Vlaamse steekproef bedragen deze percentage respectievelijk 28% en 36%.

Met betrekking tot het verrichten van huishoudelijke arbeid zijn opvallende geslachtsverschillen merkbaar. Zo besteden mannen per week gemiddeld zo'n 7 uur aan huishoudelijke taken, terwijl vrouwen dit cijfer verdubbelen en afklokken op een goede 14 uur ($t = -40,2$; $\text{sig.} t < 0,001$) (zie tabel appendix 1). Deze geslachtsverhoudingen zijn in Vlaanderen zelfs nog meer uitgesproken ($\bar{X}_{\text{mannen}} = 8,3$ uur versus $\bar{X}_{\text{vrouwen}} = 18,3$ uur; $t = -9,86$; $\text{sig.} t < 0,001$). Opvallend is ook de hogere score van Vlaamse vrouwen in vergelijking met hun buitenlandse geslachtsgenoten.

⁷ Dit probleem staat in de literatuur gekend onder de noemer 'small N-problem'. Het is evenwel niet duidelijk in hoeverre dit een probleem vormt voor het internationaal vergelijkend onderzoek, met traditioneel een hoog aantal cases op het – individuele niveau (Hox, april 2007).

⁸ Voor een overzicht van de beschrijvende statistieken verwijzen we naar appendix 1.

In het aandeel van het huishoudelijke werk dat de respondenten op zich nemen binnen het koppelhuishouden, worden deze bevindingen weerspiegeld: De gemiddelde scores van -0,39 voor mannen en 0,42 voor vrouwen laten zien dat Vlaamse mannen voor ongeveer 39 tot 42% van de tijd die nodig is om de huishoudelijke taken uit te voeren afhankelijk zijn van hun partner. Of anders gesteld: Vlaamse vrouwen nemen een aanzienlijk groter deel van het werk op zich. Deze percentages zijn iets groter dan deze van de totale steekproef, wat erop wijst dat de verdeling van de huishoudelijke dagtaak in Vlaanderen iets meer geslachtsongelijk is.

Geslachtsverschillen zijn ook merkbaar in de uitoefening van supervisie op het werk: In de totale steekproef oefent 48% van de mannen, versus 27% van de vrouwen supervisie uit ($\chi^2(df=1)=404,19$, $p < 0,001$). Ook in Vlaanderen is dit geslachtsverschil merkbaar en even uitgesproken: 43% van de mannen en 23% van de vrouwen ($\chi^2(df=1)=24,18$; $p < 0,001$). 24% van de mannen en 38% van de vrouwen uit de totale steekproef werkt voor de overheid of social-profit sector. In de private sector is 59% van de mannen tewerkgesteld en 52% van de vrouwen. Cijfers voor Vlaanderen verschillen hier niet substantieel van.

Bovendien blijken deze beschrijvende statistieken inzake de arbeidsduur van de partner de traditionele geslachtsrolhypothese te bevestigen. Het zijn immers vaak vrouwen die snoeien op het aantal arbeidsuren: ze gaan gemiddeld 10 uur minder uit werken, dan mannen ($\bar{X}_{\text{mannen}} = 43,59$ uur, versus $\bar{X}_{\text{vrouwen}} = 33,98$ uur, $t = 39,97$, $\text{sig.} t < 0,001$). Daarnaast geeft 26% van de mannen aan een partner te hebben die helemaal niet buitenshuis werkt en 20% heeft een partner die deeltijds werkt. Van de partners van de vrouwen kiest daarentegen amper 4% voor een deeltijdse functie en gaat slechts 8% niet uit werken. De Vlaamse cijfers zijn vergelijkbaar met deze algemene percentages, zij het dat de arbeidsparticipatiegraad van de partners van Vlaamse mannen nog wat lager is: ze werken vaker deeltijds of verrichten geen betaald werk. Hoewel alle respondenten betaalde arbeid verrichten, wordt toch opvallend weinig gebruik gemaakt van externe huishoudelijke hulp – ongeveer 14% van de Vlamingen, tegenover 9% van de rest van de steekproef (niet opgenomen in de tabel).

Inzake geslachtsroloriëntatie is het algemene gemiddelde voor de steekproef 3,53 (S.D. = 0,63) op een schaal van 0 (sterk traditioneel denken) tot 5 (sterk egalitair denken). Vrouwen vertonen ook een meer egalitaire geslachtsroloriëntatie ($\bar{X}_{\text{vrouwen}} = 3,68$; $\bar{X}_{\text{mannen}} = 3,40$ ($t = -21,52$; $\text{sig.} t < 0,001$)), en ook in Vlaanderen blijken vrouwen duidelijk meer geslachtsegalitair te denken ($\bar{X}_{\text{vrouwen}} = 3,46$; $\bar{X}_{\text{mannen}} = 3,16$; $t = -5,99$; $\text{sig.} t < 0,001$) (zie tabel appendix 1). Opvallend is wel dat Vlamingen, in vergelijking met de rest van de steekproef, eerder traditioneel denken, wat ook weerspiegeld wordt in de maat voor gendercultuur. Vlaanderen haalt op deze variabele zelfs de laagste score ($\bar{X} = 3,20$) en kan dus als meest traditionele regio worden beschouwd. Noorwegen, Zweden en Denemarken daarentegen, zijn met gemiddelde scores van 23,6; 24 en 24,4 de landen met de meest egalitaire gendercultuur (niet opgenomen in de tabel).

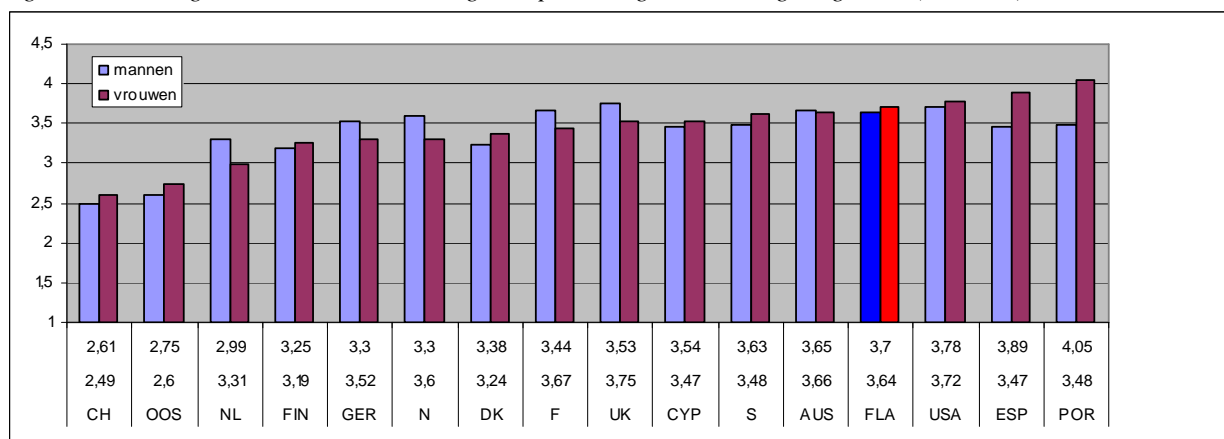
4.2. Vlaamse scores in een internationaal perspectief

Binnen de totale steekproef zijn weinig uitgesproken verschillen in werk-gezin conflict en tevredenheid tussen vrouwen en mannen merkbaar. Voor gezin-arbeid spillover kan wel een geslachtsverschil vastgesteld worden met een hogere subjectieve ervaring van spillover voor vrouwen (gemiddeld = 1,85 versus 1,65 voor mannen, $t = -8,02$; $\text{sig.} t < 0,001$), alsook voor gezinstevredenheid, met een hogere tevredenheid bij mannen (vrouwen: $\bar{X} = 5,67$ versus 5,79 voor mannen, $t = -5,76$; $\text{sig.} t < 0,001$) (zie tabel appendix 1). In de Vlaamse steekproef is enkel een geslachtsverschil waarneembaar voor gezin-arbeid spillover, maar dit is wel meer uitgesproken (vrouwen: $\bar{X} = 1,87$ versus 1,53 voor mannen, $t = -3,54$; $\text{sig.} t < 0,001$).

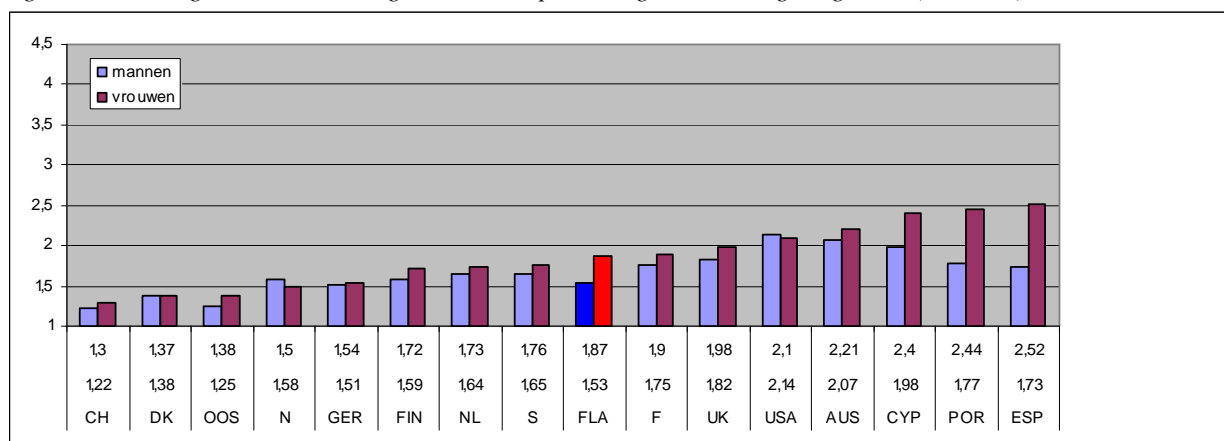
Het valt op dat zowel Vlaamse mannen als vrouwen meer arbeid-gezin spillover dan gezin-arbeid spillover ervaren. De invloed van stress op werk laat zich met andere woorden voelen na de werkuren, terwijl het omgekeerde minder het geval is. Bovendien blijkt dat bij vrouwen de combinatie werk-gezin moeilijker ligt. Zo geven ongeveer 48% van de vrouwen aan minstens meerdere keren per maand te moe te zijn om de noodzakelijke huishoudelijke taken te vervullen, tegenover ongeveer 45% van de mannen (niet opgenomen in een tabel). 80% van de mannen hebben het nooit moeilijk om zich op hun werk te concentreren wegens huishoudelijke verplichten, terwijl dit ‘slechts’ voor ongeveer 64% van de vrouwen zo is (niet opgenomen in een tabel). T-tests op de gemiddelde schaalscores bevestigen dat Vlaamse vrouwen meer te maken hebben met gezin-arbeid spillover, dan Vlaamse mannen (zie boven). Tenslotte zijn werkende Vlamingen over het algemeen wel tevreden met hun werk- en hun gezinssituatie. En uit de vergelijking van de gemiddelde scores blijkt dat de waargenomen geslachtsverschillen op tevredenheid (zie appendix 1) niet significant zijn.

Figuren 1.a tot 1.d visualiseren de landengemiddelden op de afhankelijken door ze met behulp van staafdiagrammen te rangschikken volgens oplopende grootte (volgens de gemiddelde scores voor vrouwen). Uit deze inter-landelijke vergelijking blijkt dat Vlaanderen relatief zwak scoort: het behoort - zowel voor mannen als vrouwen - tot de top 5 van landen met de hoogste arbeid-gezin spillover (figuur 1.a.). Voor wat betreft gezin-arbeid spillover komt Vlaanderen wel in de omgeving van het algemene landengemiddelde (figuur 1.b.). Vlaamse buitenshuis werkende vrouwen en mannen halen dan wel weer relatief lage scores op gezinstevredenheid (figuur 1.d.), want ook hier behoort Vlaanderen tot die 5 landen met de laagste tevredenheid. Ook wat betreft werktevredenheid bevindt Vlaanderen zich aan de minst positieve zijde van het spectrum, zij het iets minder uitgesproken negatief (figuur 1.c.). Hoewel niet alle verschillen statistisch significant zijn, situeert Vlaanderen zich voor geen enkele afhankelijke bij de betere helft.

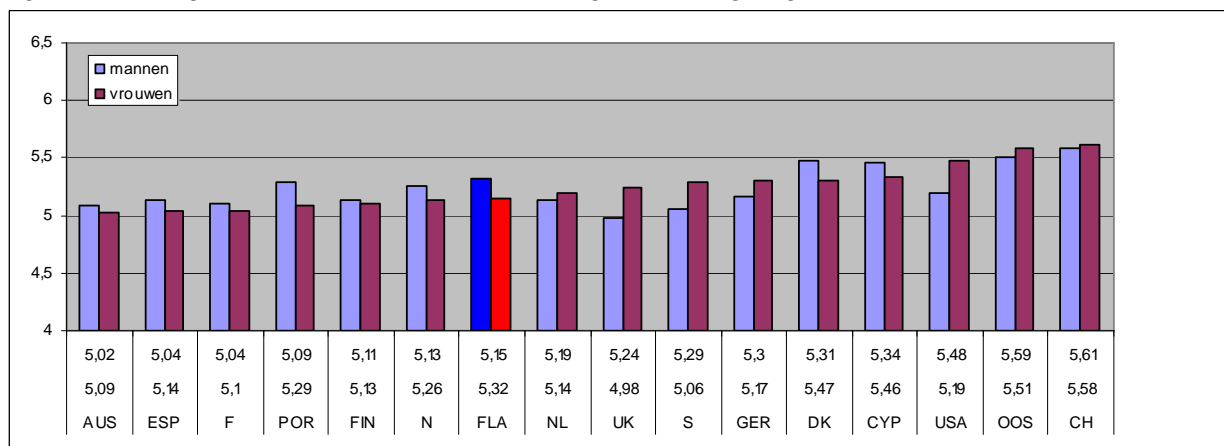
Figuur 1.a: ruwe gemiddelden voor arbeid-gezin spillover, geordend volgens grootte (vrouwen)



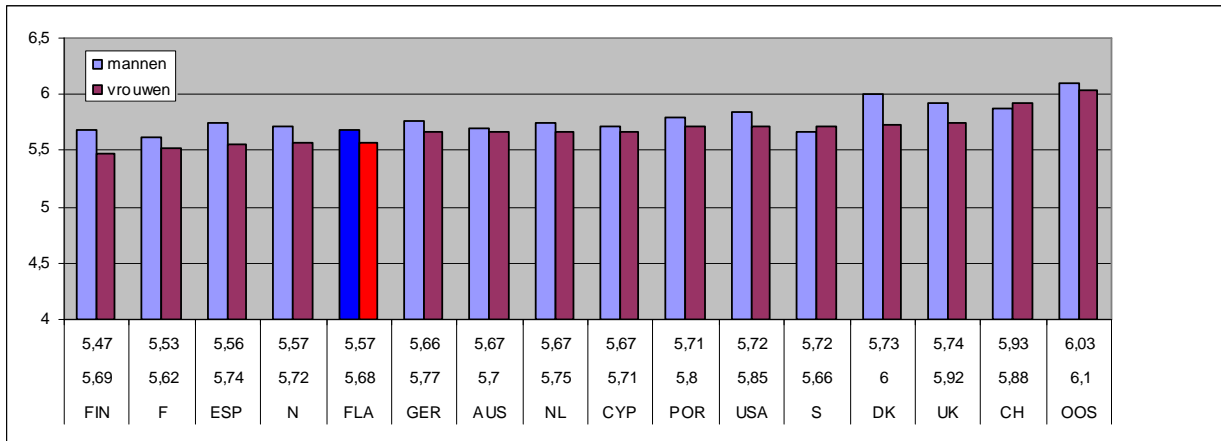
Figuur 1.b: ruwe gemiddelden voor gezin-arbeid spillover, geordend volgens grootte (vrouwen)



Figuur 1.c: ruwe gemiddelden voor werktevredenheid, geordend volgens grootte (vrouwen)



Figuur 1.d: ruwe gemiddelden voor gezinstevredenheid, geordend volgens grootte (vrouwen)



4.3. Multilevel analyses: compositionele en structurele effecten

Vraag is uiteraard of, en in hoeverre, bovenvermelde verschillen in de landengemiddelden het resultaat zijn van grondige verschillen in de samenstelling van de buitenhuiswerkende bevolking die samenwoont met een partner. De beschrijvende statistieken maken immers duidelijk dat de verschillende landelijke steekproeven van vrouwen en mannen niet enkel verschillen qua werk-gezin balans en tevredenheid; ook hun arbeid- en gezinssituaties blijken vaak grondig te verschillen. Door middel van een multilevel analyse gaan we na of deze inter-landelijke verschillen in spillover en tevredenheid kunnen worden gereduceerd tot verschillen in de samenstelling van de bevolking. Multilevel analyse laat immers toe de landengemiddelden te schatten rekening houdend met deze compositionele verschillen.

Volgens de nulmodellen situeert 4,3% van de totale variantie in arbeid-gezin spillover zich tussen landen, terwijl dit voor gezin-arbeid spillover 7,3% is. Voor de werktevredenheid en gezinstevredenheid geven de nulmodellen schattingen van respectievelijk 2,2% en 1,9%. Systematische inter-landelijke verschillen in tevredenheid ontbreken met andere woorden grotendeels. Deze inter-landelijke verschillen zijn daarentegen wel heel uitdrukkelijk aanwezig voor gezin-arbeid spillover en, in mindere mate, eveneens voor gezin-arbeid spillover. Eerst trachten we zicht te krijgen op de relatieve impact van de verschillende werkgerelateerde en familiegerelateerde factoren op spillover en tevredenheid. Tabel 1 geeft de uitkomsten van de multilevel analyses voor arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover. Tabel 2 geeft de resultaten van de multilevel analyses op werk- en gezinstevredenheid. Maar eerst wordt nagegaan of bovenvermelde geslachtsverschillen in werk-gezin balans kunnen teruggebracht worden tot de verschillende werkomstandigheden en gezinssituaties van vrouwen en mannen.

4.3.1. Het belang van het geslacht

Omdat de regressiemodellen in tabellen 1 en 2 eveneens enkele interactietermen met geslacht bevatten, laten ze geen éénduidige uitspraken over deze 'gender-versus-structure' hypothese toe. We beperken ons voor de toetsing daarvan dan ook tot regressiemodellen zonder inbegrip van interactietermen (geen tabel). De schattingen van deze modellen op de totale steekproef geven aan dat bovenvermelde verschillen tussen mannen en vrouwen grotendeels overeind blijven. Gecontroleerd voor de werk- en gezinssituatie, rapporteren vrouwen immers zowel meer arbeid-gezin spillover (p.e.= -0,48; t= -8,17; sig. t < 0,001) als gezin-arbeid spillover (p.e.= -0,164; t= -4,22; sig. t < 0,001). Daarentegen blijken vrouwen wel meer tevreden te zijn met hun werk (p.e.= -0,154; t= -4,08; sig. t < 0,001). Met betrekking tot familietevredenheid is er geen significant verschil tussen vrouwen en mannen vastgesteld. Met andere woorden, ongeacht hun werk- en gezinssituatie ervaren werkende vrouwen meer spillover, maar rapporteren ze eveneens een hogere werktevredenheid.

4.3.2. Arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover: werk- en gezinsgerelateerde determinanten

Tabel 1 geeft de uitkomsten weer van de schatting van het regressiemodel op het individuele niveau, aangevuld met de indicator van het type welvaartsstaat voor zowel arbeid-gezin- als gezin-arbeid spillover. Één algemene conclusie kunnen we reeds trekken uit deze analyses: de hypothese dat werkgerelateerde factoren een impact hebben op arbeid-gezin spillover terwijl vooral familiegerelateerde factoren gezin-arbeid spillover beïnvloeden klopt niet. We zetten de voornaamste bevindingen op een rijtje. Eerst besteden we aandacht aan de invloed van de gezinscondities, daarna bekijken we de effecten van de werkomstandigheden.

Tabel 1: Arbeid-gezin spillover en gezin-arbeid spillover: determinanten op het individuele en het landenniveau.

Parameter	Arbeid-gezin spillover		Gezin-arbeid spillover	
	p.e. (s.e.)	sig.	p.e. (s.e.)	sig.
Intercept	2,975 (0,282)	***	2,107 (0,0194)	***
<i>Factoren op het individuele niveau</i>				
Man (vrouw=ref.cat.)	-0,321 (0,161)	*	0,092 (0,157)	
<i>Gezinsgerelateerde factoren</i>				
Aantal kinderen jonger dan 18jaar	0,020 (0,021)		0,103 (0,019)	***
Gemiddeld aantal uren huishoudelijk werk per week	0,012 (0,003)	***	0,013 (0,002)	***
Eigen aandeel in het huishoudelijke werk	-0,158 (0,065)	*	0,098 (0,043)	*
Hulp in het huishouden (geen hulp=ref.cat.)	-0,177 (0,070)	*	-0,004 (0,062)	
<i>Werkgerelateerde factoren</i>				
Aantal uren betaald werk per week	0,036 (0,002)	***	0,015 (0,002)	***
Supervisie (geen supervisie=ref.cat.)	0,249 (0,042)	***	0,02 (0,028)	
Sector van tewerkstelling (zelfstandig=ref.cat.)				
Overheid of social profit sector	0,302 (0,106)	**	-0,004 (0,045)	
Private sector	0,173 (0,102)		-0,021 (0,041)	
<i>Controlevariabelen</i>				
Leeftijd (c)	-0,039 (0,034)		-0,062 (0,015)	***
Leeftijd (c2)	-0,059 (0,025)	*	-0,025 (0,016)	
Opleidingsniveau (universitair=ref.cat.)				
Geen of lager secundair	-0,271 (0,058)	***	0,035 (0,056)	
Hoger secundair	-0,304 (0,058)	***	-0,032 (0,055)	
Hoger onderwijs, niet universitair	-0,148 (0,066)	*	0,026 (0,060)	
<i>Attitudemaat</i>				
geslachtsroloriëntatie	-0,145 (0,034)	***	-0,169 (0,023)	***
<i>Interacties op het individuele niveau</i>				
Man*aantal uren huishoudelijk werk	-0,014 (0,005)	**		
Man*leeftijd (c)	-0,014 (0,004)	***		
Man*overheid of social profit sector	-0,383 (0,136)	**		
Man*private sector	-0,194 (0,127)			
Man*aantal uren betaalde arbeid			-0,010 (0,002)	***
Man*aantal kinderen jonger dan 18			-0,061 (0,024)	*
Man*geen diploma of lager secundair			-0,297 (0,072)	***
Man*diploma hoger secundair			-0,190 (0,073)	**
Man*diploma hoger onderwijs, niet universitair			-0,206 (0,084)	*
<i>Factoren op landenniveau</i>				
Landengroepen (Mediterrane landen=ref.cat.)				
Familiegeoriënteerde landen	-0,297 (0,261)		-0,506 (0,178)	*
Marktgerichte landen	-0,347 (0,258)		-0,379 (0,177)	(*)
Tweeverdienersgerichte landen	-0,412 (0,257)		-0,666 (0,176)	**
<i>Interacties op landenniveau</i>				
Man*familiegeoriënteerde landen	0,290 (0,121)	*	0,290 (0,077)	***
Man*marktgerichte landen	0,148 (0,125)		0,235 (0,083)	**
Man*tweeverdienersgerichte landen	0,373 (0,119)	**	0,400 (0,079)	***

*p ≤ 0,05 **p ≤ 0,01 ***p ≤ 0,001 (*) 0,05 < p ≤ 0,055

Werk-gezin spillover: Log-Likelihoods: 32584,674 (nulmodel), 26105,016 (bovenstaand model)

Gezin-werk spillover: Log-Likelihoods: 25338,447 (nulmodel), 20535,693 (bovenstaand model)

Gecontroleerd werd voor werkduur van de partner (en man*geen hhhulp; man*aantal uren hhwerk)

Volledig in lijn met bovenvermelde hypothese is de vaststelling dat vrouwen en mannen met thuiswonende kinderen meer gezin-arbeid spillover ervaren. Uit het interactie effect blijkt dat dit evenwel meest uitgesproken voor vrouwen is. De impact van het aantal kinderen op arbeid-gezin spillover is niet significant.

De effecten van de andere gezinsgerelateerde indicatoren nuanceren diezelfde hypothese evenwel. Zo blijkt dat personen die een grotere relatieve bijdrage leveren in het huishouden naast meer gezin-arbeid spillover, net minder arbeid-gezin spillover rapporteren. Deze bevinding lijkt op het eerste gezicht contradictorisch, maar kan vermoedelijk verklaard worden door de veronderstelde richting van de causaliteit om te keren: zij die weinig arbeid-gezin spillover ervaren, nemen een groter aandeel in het huishouden op hun schouders.

Gebruik maken van externe hulp in het huishouden, tenslotte, blijkt de ervaring van arbeid-gezin conflict in te dijen met 0,18 schaaleenheden.

Dat een gebrek aan tijd een belangrijke oorzaak van werk-gezin conflicten is, blijkt uit het feit dat zowel het aantal uren dat men per week spendeert aan huishoudelijk werk, als het aantal uren men per week besteedt aan betaald werk, significante predictoren van beide vormen van werk-gezin conflict zijn. Elk extra uur huishoudelijk werk doet de ervaring van beide vormen van spillover toenemen. Maar de toename in werk-gezin spillover is enkel voelbaar voor vrouwen: per extra uur huishoudelijk werk neemt de gemiddelde score voor vrouwen met 0,012 toe, terwijl er bij de mannen geen toename is ($p.e._{man*huishouduren} = -0,014$; s.e. = 0,005; $p < 0,01$).

Ook elk extra uur betaald werk heeft impact op de ervaring van beide vormen van spillover, hoewel de invloed op arbeid-gezin spillover meer uitgesproken is. En ook hier is het verschil meer uitgesproken bij vrouwen: per 10 extra werkuren neemt de gemiddelde score op gezin-arbeid spillover bij hen toe met 0,15 schaaleenheden, terwijl deze toename bij mannen slechts één derde ervan bedraagt ($p.e._{man*werkuren} = -0,010$; s.e. = 0,002; $p < 0,001$). Deze bevinding bevestigt de stelling dat vrouwen met een voltijdse baan minder goed in staat zijn op de werkvloer de drukte van het gezinsleven achter zich te laten.

Bij de werkgerelateerde condities blijken ook de sector van tewerkstelling en de plaats die men inneemt in de hiërarchie relevant. Ten eerste is de sector van tewerkstelling voor zowel arbeid-gezin als gezin-arbeid spillover belangrijk, evenwel hoofdzakelijk voor vrouwen. Dit laatste leiden we af uit het samengaan van een direct effect van 'sector van tewerkstelling' met een significant interactie-effect met geslacht. In vergelijking met zelfstandigen (de referentiecategorie) ervaren vrouwen die tewerkgesteld zijn in de overheid en de social-profit sector meer arbeid-gezin spillover. Ten tweede wijzen de analyses uit dat personen in een superviserende functie, meer arbeid-gezin spillover ervaren dan personen die niet in een dergelijke functie zitten. De werklust die voortspuit uit verantwoordelijkheid op het werk, kan met andere woorden thuis moeilijk genegeerd worden.

Personen met een meer geslachtsequalitaire houding ervaren minder spillover. Elke toename in geslachtsequalitair denken met één schaaleenheid, doet de ervaring van arbeid-gezin spillover met 0,15 schaaleenheden dalen, terwijl deze van gezin-arbeid spillover vermindert met 0,17. Geslachtsverschillen zijn afwezig.

Tenslotte merken we dat zowel bij vrouwen als bij mannen de ervaring van arbeid-gezin spillover afneemt met ouder worden en dat deze afname het meest uitgesproken is bij mannen. Verder blijken personen met een universitair diploma (=referentiecategorie) significant meer spillover te ervaren. Tenslotte blijken hooggeschoolde vrouwen met meer gezin-arbeid spillover geconfronteerd te worden dan hooggeschoolde mannen.

Samenvattend kunnen we besluiten dat werkgerelateerde- en gezinsgerelateerde factoren beide vormen van spillover beïnvloeden. Arbeid-gezin spillover is hoofdzakelijk functie van het al dan niet ontvangen van hulp in het huishouden, van de omvang van het eigen aandeel in het huishouden, van het al dan niet bekleden van een superviserende functie, en –in zeer belangrijke mate- van het niveau van genoten onderwijs. Op gezin-arbeid spillover heeft voornamelijk het aantal kinderen in het huishouden een invloed, naast de omvang van het eigen aandeel in het huishouden. De ervaring van spillover is, tenslotte, eveneens functie van iemands geslachtsroloriëntatie.

4.3.3. Inter-landelijke verschillen in werk-gezin en gezin-werk spillover

Bij de aanvang van de bespreking van de resultaten werd reeds aangetoond dat Vlaanderen eerder zwak scoort wat betreft de werk-gezin balans in vergelijking met de 15 andere landen uit de steekproef, voornamelijk met betrekking tot arbeid-gezin spillover. Duidelijk was bovendien dat de meeste sociaaldemocratische welvaartsstaten zich op houden aan de gunstige zijde van de verdeling, terwijl Vlaanderen zich aan de minder gunstige zijde in het gezelschap bevindt van enkele liberale welvaartsstaten en Mediterrane landen. In de laatste fase van de multilevel analyse wordt nagegaan of deze landenverschillen toe te schrijven zijn aan verschillen in

de compositie van de werkende en samenwonende bevolking, en of er inderdaad systematische verschillen tussen deze types van welvaartsstaten voorkomen. De resultaten van deze oefening staan vermeld onderaan in tabel 1. Ook een interactieterm met geslacht werd toegevoegd aan de vergelijking.

De meest systematische verschillen tussen landengroepen situeren zich duidelijk op het domein van gezin-arbeid spillover. In vergelijking met de Mediterrane landen ervaren de drie andere groepen significant minder gezin-arbeid spillover. De interactie-effecten met geslacht tonen bovendien aan dat deze verschillen doorgaans het grootst zijn voor vrouwen –al mist de huidige analyse, met slechts 16 landen in de steekproef, uiteraard de statistische kracht nodig om de significantie van middengrote of kleinere verschillen aan te tonen.

Bijkomende analyses, die de invloed van de dominante gendercultuur op de ervaring van spillover schatten, tonen aan dat – onafhankelijk van de persoonlijke geslachtsroloriëntatie – in landen met een meer egalitaire gendercultuur het verschil in de ervaring van arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover tussen mannen en vrouwen kleiner wordt. Dit door een lichte afname van spillover bij de vrouwen, gecombineerd met een lichte toename bij de mannen. (geen tabel: Arbeid-gezin spillover: $p.e._{man} = -0,48$; $t = -8,17$; $sig.t < 0,001$, $p.e._{gencultuur} = -0,34$; $s.e. = 0,534$; $p = 0,534$ (n.s) en $p.e._{man * gencultuur} = 0,67$; $s.e. = 0,259$; $p = 0,01$. Gezin-arbeid spillover: $p.e._{man} = -0,164$; $t = -4,22$; $sig. t < 0,001$ $p.e._{gencultuur} = -0,80$, $s.e. = 0,416$; $p = 0,07$ (n.s) en $p.e._{man * gencultuur} = 0,53$, $s.e. = 0,164$; $p = 0,001$).

4.3.4. Werk- en gezinstevredenheid: werk- en gezinsgerelateerde determinanten

Tabel 2 geeft de onderzoeksbevindingen weer van de schatting van het regressiemodel op het individuele niveau, aangevuld met het type welvaartstaat, voor zowel werktevredenheid als gezinstevredenheid. Voor beide maten van tevredenheid wordt nagegaan welke de meest beïnvloedende factoren zijn, en vooral, wat de impact is van arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover.

De hypothese van een omgekeerde relatie tussen de ervaring van spillover enerzijds en werk- en gezinstevredenheid anderzijds, wordt bevestigd. Zowel arbeid-gezin als gezin-arbeid spillover hebben een negatieve invloed op de ervaring van werktevredenheid én gezinstevredenheid. Alle relaties zijn significant op het 0,001 niveau. Arbeid-gezin conflict heeft met andere woorden een niet te miskennen impact op het welbevinden van buitenhuis werkende vrouwen en mannen. Beide vormen van spillover dragen bij tot een afname van de levenskwaliteit, zij het dat arbeid-gezin spillover meest invloed heeft op werktevredenheid ($p.e. = 0,107$ versus $0,071$ op familietevredenheid) en gezin-arbeid spillover wat sterker de gezinstevredenheid beroert ($p.e. = 0,115$ versus $0,075$ op werktevredenheid).

Tabel 2: Werktevredenheid en gezinstevredenheid: factoren op het individuele en landenniveau

Parameter	Werktevredenheid		Gezinstevredenheid	
	p.e. (s.e.)	sig.	p.e. (s.e.)	sig.
Intercept	5,942 (0,180)	***	6,412 (0,166)	***
<i>Factoren op het individuele niveau</i>				
Man (vrouw=ref.cat.)	-0,152 (0,130)		-0,561 (0,185)	**
Werk-gezin spillover	-0,107 (0,008)	***	-0,071 (0,007)	***
Gezin-werk spillover	-0,075 (0,016)	***	-0,115 (0,014)	***
<i>Gezinsgerelateerde factoren</i>				
Aantal kinderen jonger dan 18jaar	0,03 (0,013)	*	0,007 (0,011)	
Aantal uren huishoudelijk werk	0,004 (0,002)	*	0,002 (0,001)	
Eigen aandeel in het huishoudelijke werk	-0,093 (0,041)	*	-0,444 (0,051)	***
Substitutie voor huishoudaandeel (geen substitutie=ref.cat.)			-0,308 (0,069)	***
Werkduur van de partner (voltijds= ref.cat.)				
Niet werkend	-0,210 (0,123)		-0,187 (0,097)	(*)
Geen informatie	-0,296 (0,138)	*	-0,173 (0,110)	
Deeltijds	-0,086 (0,104)		0,014 (0,080)	
<i>Werkgerelateerde factoren</i>				
Gemiddeld aantal uren betaald werk per week	0,005 (0,001)	***	0,000 (0,001)	
Supervisie (geen supervisie=ref.cat.)	0,208 (0,027)	***	0,080 (0,023)	***
Sector van tewerkstelling (zelfstandige=ref.cat.)				
Overheid of social profit sector	-0,235 (0,044)	***	-0,132 (0,037)	***

Private sector	-0,339 (0,040) ***	-0,120 (0,034) ***
<i>Controlevariabelen</i>		
Leeftijd (c)	0,063 (0,013) **	-0,104 (0,013) ***
Leeftijd (c2)	0,019 (0,016)	0,045 (0,013) ***
Opleidingsniveau (universitair=ref.cat.)		
Geen of lager dan hoger secundair	-0,143 (0,037) ***	0,050 (0,031)
Hoger secundair	-0,076 (0,037) *	0,014 (0,031)
Hoger onderwijs, niet universitair	-0,035 (0,042)	-0,032 (0,035)
<i>Attitudemaat</i>		
Geslachtsroloriëntatie	0,047 (0,022) *	-0,073 (0,027) **
<i>Interacties op het individuele niveau</i>		
Man*leeftijd (c)	-0,009 (0,003) ***	
Man*niet werkende partner	0,336 (0,123) **	0,199 (0,104) (*)
Man*(geen informatie over werkduur partner)	0,252 (0,139)	0,095 (0,117)
Man*deeltijds werkende partner	0,020 (0,103)	-0,070 (0,087)
Man*geslachtsroloriëntatie		0,194 (0,036) ***
Man*aandeel in het huishoudelijk werk		0,279 (0,067) ***
Man*substitutie voor aandeel in het huishouden		-0,291 (0,096) **
<i>Landengroepen</i>		
Landengroep (Mediterrane landen=ref.cat.)		
Familiegeoriënteerde landen	-0,093 (0,110)	-0,126 (0,071)
Marktgerichte landen	0,083 (0,108)	0,034 (0,069)
Tweeverdienersgerichte landen	-0,125 (0,107)	-0,147 (0,068) *
<i>Interacties op het landenniveau</i>		
Man*familiegerichte landen	0,017 (0,078)	0,082 (0,066)
Man*marktgerichte landen	-0,199 (0,080) *	0,069 (0,067)
Man*tweeverdienersgerichte landen	0,072 (0,075)	0,154 (0,064) *

*p ≤ 0,05 **p ≤ 0,01 ***p ≤ 0,001 (*) 0,05 < p ≤ 0,055

Werktevredenheid: Log-Likelihoods: 25863,106 (nulmodel), 19609,911 (bovenstaand model)

Gezinstevredenheid: Log-Likelihoods: 23284,946 (nulmodel), 17328,533 (bovenstaand model)

Gecontroleerd werd voor externe hulp in het huishouden (en man*geslachtsroloriëntatie).

Hoewel de studie van de individuele determinanten van tevredenheid niet centraal staat in de huidige probleemstelling worden toch even de voornaamste resultaten opgesomd. Ook hier is immers duidelijk dat de hypothese dat werkgerelateerde factoren enkel een impact hebben op werktevredenheid en familiegerelateerde factoren enkel de gezinstevredenheid beïnvloeden, niet kan worden weerhouden. Dit blijkt reeds uit het feit dat het aantal kinderen in het huishouden geen significante impact heeft op familietevredenheid, maar wel de werktevredenheid verhoogt.

Vrouwen met een partner die niet uit werken gaat, hebben een lagere gezinstevredenheid dan vrouwen met een partner die wel uit werken gaat. Maar mannen met een partner die niet buitenshuis werkt, scoren dan weer gemiddeld hoger op werktevredenheid.

Andere gezinsgerelateerde factoren die tevredenheid beïnvloeden zijn de tijd die men spendeert aan huishoudelijke taken en het eigen aandeel in het huishoudelijke werk⁹. Zo neemt per extra uur huishoudelijke werk de werktevredenheid gemiddeld met 0,004 schaaleenheden toe, maar neemt tevredenheid af naarmate het relatieve aandeel in het huishoudelijke werk toeneemt. Dit zijn belangrijke bevindingen: Ze tonen aan dat extra huishoudelijk werk positieve gevolgen heeft voor het welbevinden, als (a) dit extra werk niet leidt tot een toename van werk-gezin conflicten en (b) het samengaat met een billijke verdeling van de huishoudelijke arbeid.

Ook verschillende werkgerelateerde factoren beïnvloeden beide maten van tevredenheid. Zo wordt een hogere tevredenheid met zowel het werk- als gezinsleven vastgesteld bij personen in een superviserende functie, alsook bij zelfstandigen. Gezegd moet echter wel dat deze werkomstandigheden steeds meest invloed uitoefenen op de werktevredenheid. Tenslotte rapporteren ook personen die meer arbeidsuren presteren een hogere werktevredenheid, maar geen hogere gezinstevredenheid.

⁹ Omdat een groep van respondenten voor wie het steekproefgemiddelde toegekend werd omdat ze op deze indicator missing hadden, een lagere gezinstevredenheid hebben en daardoor significant blijken te verschillen van de overige respondenten (p.e.= 0,308; s.e.= 0,069; p< 0,001) is enige voorzichtigheid bij de interpretatie van de resultaten geboden.

Verder merken we dat er zowel voor mannen als voor vrouwen een afname in de gezinstevredenheid is, gevolgd door een toename op latere leeftijd. Deze toename kan te wijten zijn (a) aan selectie-effecten, waarbij ontevreden koppels scheiden en dus uit de steekproef verdwijnen, of (b) aan een afname in verantwoordelijkheden. Rond de leeftijd van 35 à 40 jaar klitten immers vele extra verantwoordelijkheden samen, zoals de opvoeding van kinderen, het afbetalen van een huis, het verzilveren van de carrière, eventueel reeds de zorg voor zorgbehoevende familieleden, enz. Uit een significant interactie-effect met geslacht blijkt bovendien dat ook de werktevredenheid toeneemt bij vrouwen, maar niet bij mannen; vermoedelijk omdat deze verantwoordelijkheden dikwijls nog op hun schouders terechtkomen. Personen met een universitair diploma zijn ook meer tevreden met hun werksituatie dan personen zonder diploma hoger onderwijs, maar een relatie met gezinstevredenheid is er niet.

Personen met een meer egalitaire geslachtsroloriëntatie zijn doorgaans meer tevreden met hun werk. Daar tegen over staat dat vrouwen met een meer egalitaire geslachtsroloriëntatie gemiddeld minder tevreden zijn met hun familiale leven, terwijl deze egalitaire geslachtsattitude bij mannen net geassocieerd is met een hogere gezinstevredenheid. Aangezien de huidige steekproef enkel bestaat uit buitenshuis werkende vrouwen en mannen, kunnen we uit deze geslachtsdifferentiële effecten afleiden dat er nog steeds sprake is van een omgekeerde 'cultural lag' wat betreft de gelijkschakeling van de sociale posities van vrouwen en mannen. De concrete werk- en gezinssituatie - en de combinatie van beiden - van vrouwen en mannen hinkt achter op hun moderne geslachtsegalitaire houding.

4.3.5. Inter-landelijke verschillen in werk- en gezinstevredenheid

Tenslotte werd ook hier nagegaan of landenverschillen in werk- en gezinstevredenheid terug te brengen zijn tot verschillen in de compositie van de werkende, samenwonende bevolking. Om een schatting van de geslachtsdifferentiële impact van type van welvaartsstaat toe te laten, werd ook een interactieterm met geslacht opgenomen. Na controle voor compositionele effecten blijken de marktgerichte landen een specifieke groep te zijn: zowel wanneer de Mediterrane landen als referentie genomen worden, als wanneer de familiegerichte landen als referentie genomen worden (geen tabel), scoren de mannen uit de marktgerichte welvaartsstaten lager voor werktevredenheid. In vergelijking met familiegerichte landen, hebben marktgeoriënteerde landen wel een hogere gemiddelde gezinstevredenheid. En in vergelijking met de Mediterrane groep zijn het dan weer de vrouwen uit de tweeverdienersgerichte landen die beduidend lager scoren op gezinstevredenheid. Tenslotte blijkt gendercultuur, na het invoeren van deze maat op het tweede niveau, ook hier geen significante voorspeller, noch voor de werktevredenheid, noch voor de gezinstevredenheid (geen tabel).

4.4. Schattingen voor een meest optimale Vlaamse situatie

Verschillende werk- en gezinsgerelateerde condities beïnvloeden de ervaring van werk-gezin conflict en bepalen de arbeids- en de gezinstevredenheid. Bovendien tonen bovenstaande analyses aan dat een substantieel deel van de inter-landelijke variantie in werk-gezin balans en in werktevredenheid te wijten is aan compositionele (werkgerelateerde en familiegerelateerde) factoren. De vraag die bijgevolg en ter afsluiting gesteld kan worden, is hoe het met de ervaring van werk-gezin conflict en met de werk- en de gezinstevredenheid van de Vlaamse buitenhuiswerkende vrouwen en mannen zou zijn onder meer optimale arbeids- en gezinsomstandigheden. Onder optimale condities worden de meeste gunstige, reëel voorkomende landengemiddelden verstaan, die volgens de multilevel regressiemodellen (zie tabellen 1 en 2) de afhankelijke variabelen in meest gunstige zin beïnvloeden. Zo kunnen we ons bijvoorbeeld afvragen hoe het zou gesteld zijn met de ervaring van werk-gezin conflict in Vlaanderen mochten Vlamingen een even egalitaire geslachtsroloriëntatie hebben als de Denen. Deze schatting kan ons een realistische indicatie geven van welke verbetering in de ervaring van werk-gezin conflict haalbaar is in Vlaanderen.

Om de discrepantie tussen de geobserveerde en de geschatte waarden onder optimale condities op de afhankelijke variabelen naar waarde te kunnen schatten worden effect-scores of d-scores berekend. Een gangbare manier om effect-scores te berekenen is door de absolute waarde van het verschil tussen beide gemiddelden te delen door de standaard afwijking (Wolf, 1997). Hoewel een absolute standaard om dergelijke d-scores te evalueren ontbreekt, worden een d-score van 0.2 als een klein effect, een score van 0.5 als een medium effect en een d-score van 0.8 als een groot effect beschouwd (Cohen, 1977).

Eerst wordt een realistische, optimale schatting gemaakt voor arbeid-gezin spillover en gezin-arbeid spillover. Vervolgens wordt de Vlaamse scores op werktevredenheid en gezinstevredenheid geschat onder de meest optimale werk-gezin balans. Niet alle covariaten komen echter in aanmerking voor een realistische stimulatie. Enkel veranderlijken met een significante en substantiële impact kunnen gesimuleerd worden. En bovendien

moeten de sociale condities waarnaar ze verwijzen ‘maakbaar’ zijn, en voorwerp kunnen uitmaken van overheidsmaatregelen.

Voor vijf factoren werden optimale waarden ingevoerd in de regressiemodellen: ‘aantal uren huishoudelijk werk’, ‘het eigen aandeel in het huishouden’, ‘aantal uren betaalde arbeid’, ‘het inschakelen van externe hulp in het huishouden’ en ‘geslachtsroloriëntatie’. Voor ‘aantal uren huishoudelijk werk’, een variabele die beide vormen van spillover in de hand werkt, werd de laagste score van 7,86u opgenomen. Dit is het gemiddelde aantal uren dat men in Noorwegen per week spendeert aan huishoudelijke taken. Gezien ook het negatieve effect van ‘aantal uren betaalde arbeid’ op spillover, werd ook hiervoor het laagste landengemiddelde, dit van Nederland (33,37u per week), geselecteerd. Het optimale relatieve aandeel in het huishoudelijke werk werd vastgelegd op 0,011. Deze Finse score is de meest realistische, egalitaire verdeling van het huishoudelijke werk. Van externe hulp in het huishouden blijkt het meeste gebruik gemaakt te worden in Cyprus: 33% van de steekproefselectie schakelt extra hulp in, tegenover 13% van de Vlamingen. Deze Cypriotische score werd ingebracht. Tenslotte werd ook voor de meest realistische, egalitaire geslachtsroloriëntatie gebruik gemaakt van het Deense landengemiddelde van 3,91. De resultaten van deze simulaties staan weergegeven in tabel 3. Deze tabel bevat de Vlaamse geobserveerde groepsgemiddelden en hun standaard afwijkingen, samen met de geschatte optimale groepsgemiddelden en hun standaardfout, en in de rechtse kolom de effect-scores (d-scores).

Tabel 3: Schattingen voor veranderingen in spillover en tevredenheid in Vlaanderen onder een meest optimale situatie.

		\bar{X} geobserveerd	Std. Afw (geobserveerd)	\bar{X} optimaal	Std. Fout (optimaal)	d-scores
<i>Arbeid-gezin spillover</i>	man	3,64	1,874	2,918	0,108	-0,39
	vrouw	3,70	1,685	3,399	0,113	-0,18
<i>Gezin-arbeid spillover</i>	man	1,53	0,993	1,540	0,078	0,01
	vrouw	1,78	1,202	1,765	0,075	-0,01
<i>Werktevredenheid</i>	man	5,32	0,891	5,235	0,053	-0,08
	vrouw	5,15	0,974	5,331	0,056	0,19
<i>Gezinstevredenheid</i>	man	5,68	0,851	5,766	0,050	0,10
	vrouw	5,57	0,860	5,616	0,053	0,05

De effect-scores tonen aan dat onder meer optimale condities vooral Vlaamse mannen enige verbetering in de ervaring van arbeid-gezin spillover kunnen verwachten, maar ook voor Vlaamse vrouwen is een (geringe) gunstige evolutie in de ervaring van arbeid-gezin spillover mogelijk. Een afname van de arbeid-gezin spillover is dus mogelijk, maar kan vooral mannen ten goede komen. Er is blijkbaar geen speelruimte voor een afname van de ervaring van gezin-arbeid spillover

Vlaamse vrouwen zouden onder deze meer ideale omstandigheden bovendien ook kunnen rekenen op een toename van hun werktevredenheid (Het geschatte d-effect van 0,19 in de toename in werktevredenheid is zeer conservatief omdat geen rekening wordt gehouden met de afname in gezin-arbeid spillover). Een belangrijke bevinding is evenwel dat de sociale condities die de ervaring van werk-gezin conflict bij vrouwen én mannen gunstig beïnvloeden en die ook op de werktevredenheid van vrouwen een positief effect hebben, mogelijks leiden tot een, weliswaar geringe, afname van de werktevredenheid van mannen. Wellicht is hier sprake van een zero-sum game tussen partners: een verbetering van de levenskwaliteit van buitenhuiswerkende vrouwen gaat samen met een lichte afname van de werktevredenheid van hun partner. Er vallen slechts geringe verbeteringen in de gezinstevredenheid te verwachten, ondanks het feit dat Vlaanderen op deze dimensie reeds vrij slecht scoort.

Over het algemeen zijn de effectscores echter vrij klein. Dit komt omdat de simulaties beperkt werden tot realistische, meer optimale condities. Ze tonen wel aan dat wijzigingen in de sociale condities van Vlaamse vrouwen en mannen een beperkt – doch niet onbelangrijk - effect kunnen hebben op de ervaring van spillover.

5. Conclusie

Arbeid-gezin conflict wordt omschreven als het directe resultaat van de onverenigbaarheid van de eisen die voortkomen uit de werksituatie enerzijds en het gezinsleven anderzijds (Crompton & Lyonette, 2006). Stress is de belangrijkste uitingsvorm. Conceptueel wordt doorgaans een opsplitsing gemaakt in arbeid-gezin spillover - om aan te geven wanneer het werk het gezinsleven binnendringt - en in gezin-arbeid spillover - wanneer gezinsgerelateerde zaken het werk binnendringen (Higgins, Duxbury & Johnson, 2000; Duxbury & Higgins, 2003). Vrouwen zouden het meeste werk-gezin conflict ervaren. Dit omdat de verantwoordelijkheid voor diverse huishoudelijke taken en de zorg voor de kinderen dikwijls nog bij de vrouw gelegd wordt, ondanks hun toenemende arbeidsparticipatie. In de literatuur wordt aangegeven dat de ervaring van werk-gezin conflict beïnvloedt wordt door zowel werkgerelateerde- als gezinsgerelateerde factoren. Deze eerst genoemde zouden voornamelijk een invloed uitoefenen op arbeid-gezin spillover, terwijl familiegerelateerde factoren in hoofdzaak gezin-arbeid spillover zouden beïnvloeden. Gebruik makend van de data van het ISSP (2002), werd deze hypothese getest en werd nagegaan wat de impact van spillover op zowel werktevredenheid als gezinstevredenheid is. Hiervoor werd een deel van de totale steekproef geselecteerd, met name werkenden tussen 25 en 60 jaar. De landen die voor deze studie geselecteerd werden zijn Duitsland, Frankrijk, Nederland, Oostenrijk, Zwitserland, Australië, Groot-Brittannië, de Verenigde Staten, Noorwegen, Denemarken, Finland, Zweden, Spanje, Cyprus, Portugal en Vlaanderen. Specifieke aandacht ging uit naar een inter-landelijke vergelijking van de Vlaamse scores inzake werk-gezin conflict en tevredenheid.

Een eerste pijnpunt van deze studie is dat wegens het ontbreken van data voor het Franstalig deel van België een vergelijking tussen Vlaanderen en Wallonië onmogelijk was. Bovendien kon daardoor enkel Vlaanderen, en niet België in zijn totaliteit, vergeleken worden met de overige Westerse landen. Een tweede probleem is dat slechts 16 landen in de analyse betrokken werden, waardoor de statistische kracht ontbreekt om complexe 'landen-effecten' bloot te leggen. Op het landenniveau moeten we ons dan ook beperken tot enkele eenvoudige vergelijkingen. Een derde pijnpunt is dat informatie niet voor handen was over enkele, wellicht cruciale, werk- en gezinsgerelateerde determinanten van werk-gezin conflict – zoals over de mogelijkheid om gebruik te maken van faciliteiten voor kinderopvang, of de flexibiliteit van de arbeid – omdat we beroep moeten doen op secundaire data. Tenslotte werd ook wegens problemen van databeschikbaarheid slechts een deel van de steekproefpopulatie voor de analyses weerhouden, en vielen alleenstaanden bijvoorbeeld uit de boot.

De analyses stellen ons niettegenstaande in staat een zestal in het oogspringende vaststellingen te doen:

Ten eerste blijkt dat werk-gezin conflict een belangrijke bron van onbehagen vormt. Zowel werk-gezin spillover als gezin-werk spillover dragen bij tot een afname van de werktevredenheid en de tevredenheid met het gezinsleven. Zowel mannen als vrouwen lijden onder deze sociale stresssituatie en het verschijnsel laat zich niet beperken tot één regio of land, maar geldt voor een steekproef van landen die, min of meer, representatief zijn voor de Westerse wereld.

In de tweede plaats is het duidelijk dat werkende vrouwen meer problemen ervaren met de combinatie tussen arbeid en gezin. Ze rapporteren meer arbeid-gezin spillover en meer gezin-arbeid spillover. Een structurele verklaring voor dit genderverschil is er niet: de geslachtsverschillen blijven bestaan, ongeacht de verschillen in de sociale condities van mannen en vrouwen. Bovendien kan het ook niet teruggebracht worden tot verschillen in genderroloriëntatie. We veronderstellen dat de meest voor de hand liggende verklaringen voor deze genderverschillen niet te vinden zijn op het individuele of het ruime maatschappelijke niveau, maar op het tussenliggende niveau van de partnerrelatie. Keuzes die partners maken om te investeren in gezin en/of carrière cumuleren na verloop van tijd in een onevenwichtige spreiding van gezinsverantwoordelijkheden, waardoor vrouwen minder in staat zijn een optimale balans tussen gezin en arbeid af te dwingen.

Een belangrijke bevinding echter is dat, ondanks deze geslachtsverschillen in de ervaring van werk-gezin conflict, vrouwen toch een grotere gezinstevredenheid rapporteren. Uiteraard mogen alle vrouwen en alle mannen niet over dezelfde kam worden geschoren. Zo is bij vrouwen de ervaring van arbeid-gezin spillover bijvoorbeeld functie van hun opleidingsniveau (met de hoogste scores voor hooggeschoolde vrouwen), en de ervaring van gezin-arbeid spillover sterk afhankelijk van het aantal kinderen in het huishouden. Bovendien blijkt dat bij vrouwen werk-gezin conflict in het algemeen ook sterk beïnvloedt wordt door de sector waarin ze tewerkgesteld zijn, met de minste conflicten bij zelfstandigen.

Ten derde werd geen ondersteuning gevonden voor de hypothese dat werkgerelateerde factoren enkel een impact hebben op arbeid-gezin spillover, terwijl familiegerelateerde factoren louter van belang zijn voor gezin-arbeid

spillover. De individuele determinanten laten zich ordenen volgens een andere logica. Zo blijkt tijdsdruk een belangrijke oorzaak van een gebrek aan evenwicht tussen arbeid en gezin: Met elk bijkomend uur betaalde arbeid en met elk bijkomend uur dat men in het huishouden investeert, neemt de ervaring van werk-gezin conflict toe. Toch slaagt een, eerder economische, omschrijving van tijd als een schaars goed er niet volledig in de impact op de ervaring van werk-gezin conflict te vatten. Zo heeft huishoudelijke arbeid ook een belangrijke symbolische betekenis (Blair & Johnson, 1992). Dit blijkt uit de vaststelling dat extra huishoudelijk werk dat (a) niet leidt tot een toename van werk-gezin conflicten en dat (b) samengaat met een billijke verdeling van de huishoudelijke arbeid, positieve gevolgen heeft voor het welbevinden.

Andere vaststellingen zijn dat hooggeschoolden – die doorgaans een meer egalitaire geslachtsroloriëntatie hebben – meer werk-gezin conflicten ervaren, terwijl personen met een egalitaire geslachtsroloriëntatie minder werk-gezin conflicten rapporteren. De combinatie van deze twee bevindingen doet uitschijnen dat onder laaggeschoolden de barrières tussen gezin en werk hoger zijn, waardoor ze minder werk-gezin conflict ervaren, maar dat hun meer traditionele geslachtsroloriëntatie er voor zorgt dat ze deze conflicten meer als problematisch ervaren. Problemen bij het in balans brengen van de eisen van arbeid en gezin spruiten dus deels voort uit een gebrek aan afstemming tussen de reële sociale posities van vrouwen en mannen en verwachtingen omtrent deze genderspecifieke sociale condities

Ten vierde, en misschien wel meest in het oog springend, blijkt dat Vlaamse buitenhuiswerkende vrouwen en mannen, voornamelijk voor wat betreft arbeid-gezin spillover, er niet zo goed voor staan. In vergelijking tot hun geslachtsgenoten uit 15 andere welvaartsstaten ervaren ze de combinatie tussen gezin en arbeid als meer problematisch. Ook hun werk- en gezinstevredenheid is voor verbetering vatbaar. Voor geen enkele indicator situeren Vlamingen zich in deze inter-landelijke vergelijking bij de betere helft. Vlaanderen behoort dus tot deze Westerse landen waar volwassenen met betaald werk (en een partner) relatief meer arbeid-gezin conflict ervaren en ook minder tevreden zijn, zowel met hun werk als hun gezinsleven.

Vraag is uiteraard waaraan deze inter-landelijke verschillen te wijten zijn? Een mogelijke verklaring ligt bij de invloed van de houding die vrouwen en mannen aannemen tegenover werk en gezin en tegenover de combinatie van beide. We kunnen immers verwachten dat de conflicten die voortkomen uit de combinatie van beide levensferen anders ervaren worden door personen met een meer egalitaire geslachtsroloriëntatie dan door personen met een traditionele visie op de rol van vrouwen en mannen in het gezin en op de werkvloer. Mede om te controleren voor deze attitudinale effecten werd bij de schatting van de modellen rekening gehouden met de geslachtsroloriëntatie van de respondenten. De analyses maken duidelijk dat de ervaring van werk-gezin conflict wel degelijk verbonden is met deze houding tegenover de sociale positie van vrouwen en mannen, maar dat dit attitudinale effect niet volledig aan de basis ligt van bovenvermelde landenverschillen. Al werd wel aangetoond dat – onafhankelijk van de persoonlijke geslachtsroloriëntatie – in landen met een meer egalitaire gendercultuur het verschil in de ervaring van arbeid-gezin- en gezin-arbeid spillover tussen mannen en vrouwen kleiner is dan in landen met een meer traditionele gendercultuur. Dit door een lichte afname van spillover bij de vrouwen, gecombineerd met een lichte toename bij de mannen.

De meest voor de hand liggende verklaring voor deze inter-landelijke verschillen is echter dat deze verschillen, en de eerder negatieve situatie van Vlamingen, toe te schrijven zijn aan de specifieke samenstelling van de werkende bevolking. Immers, als vrouwen in Nederland doorgaans deeltijds werken, terwijl een groter aandeel van de Vlaamse vrouwen voltijds werkt, dan ligt het voor de hand dat deze laatste meer problemen ervaren bij het combineren van werk en gezin. Via multilevel analyse waren we in staat deze compositionele effecten in kaart te brengen en na te gaan of de inter-landelijke verschillen tot de specifieke samenstelling van de bevolking terug te brengen zijn. Dit bleek deels het geval te zijn (zie boven), maar controlerend voor deze compositionele effecten, kunnen we – ten vijfde - uit de multilevel analyses tevens vaststellen dat er ook systematische verschillen zijn tussen landen met een sterk uiteenlopend sociaal beleid.

Wat betreft werk-gezin conflict laten de Mediterrane welvaartsstaten zich duidelijk onderscheiden van de andere landen, met significant hogere scores op gezin-arbeid spillover. Het zijn de vrouwen uit deze landen die er het meest onder lijden. Met betrekking tot tevredenheid onderscheiden marktgerichte welvaartsstaten zich enigszins, met een hogere gemiddelde werktevredenheid dan tweeverdienersgerichte landen, en een hogere tevredenheid met het familiale leven dan familiegerichte welvaartsstaten.

Een laatste belangrijke bevinding kunnen we, tenslotte, trekken uit de simulaties op basis van optimale, maar realistische scores voor het aantal werkuren, het aantal uren huishoudelijk werk, het eigen aandeel in het huishoudelijke werk, het gebruik van externe hulp, en de geslachtsroloriëntatie. Deze laten uitschijnen dat we in Vlaanderen voornamelijk een verbetering in de ervaring van arbeid-gezin spillover voor mannen kunnen verwachten, en in mindere mate ook in de ervaring van arbeid-gezin spillover en werktevredenheid voor

vrouwen. Echter, bij wijzigingen in de werk-gezin balans moet evenwel rekening gehouden worden met inruileffecten tussen vrouwen en mannen. Een verbetering op verschillende dimensies van de levenskwaliteit van vrouwen kan immers samen gaan met een lichte afname van de werktevredenheid van hun partner. Dat de wijzigingen in spillover en tevredenheid na deze simulaties beperkt zijn, is een bevestiging van de bevinding dat compositionele effecten niet alle verschillen kunnen verklaren. Deze simulaties geven wel een realistische inschatting van wat mogelijk is, omdat ze beperkt werden tot haalbare, optimale condities.

Bronnen

Abrahamson, P. & C. Wehner (2003), Family and/or Work in Europe. Conference paper for the ESPANET Conference-changing European Societies – The Role of Social Policy, 13 – 15 November 2003.

Adelmann, Pamela K. (1987), Occupational Complexity, Control, and Personal Income: Their Relation to Psychological Well-Being in Men and Women. *The American Psychological Association*, 72(4), 529–537.

Artazcoz, L., L. Artieda, C. Borrell, I. Cortès, J. Benach & V. García (2004), Combining job and family demands and being healthy: What are the differences between men and women? *European Journal of Public Health*, 14, 43-48.

Arts, W. A. & J. Gelissen (2007), Three worlds of welfare capitalism or more? A state-of-the-art report. *Journal of European Social Policy*, 12(2), 137-158.

Audenaert V. (2006), Besluitvorming bij jonge ouders inzake de combinatie arbeid en gezin. II. Analyse, resultaten en beleidsaanbevelingen (EQUAL-project), Reeks CBGS-Werkdocumenten, Nr. 1.

Barnett, R. C. & J. S. Hyde (2001), Women, Men, Work, and Family: An Expansionist Theory. *Academy of Management Journal*, 44(5), 781-796.

Bekke, A. J. G. M. (1997), Trends en breukpunten in overheidsmanagement. *Bestuurskunde*, 6(1), 20-29. (<http://www.bestuurskunde.be/publicaties/>)

Bellavia, G. M. & M. R. Frone (2005), Work-Family Conflict, Chapter 6 in J. Barling, E. K. Kelloway & M. R. Frone (eds.), *Handbook of Work Stress*. London: Sage Publications.

Blair, S. L. & M. P. Johnson (1992). Wives' Perceptions of the Fairness of the Division of Household Labor: The Intersection of Housework and Ideology, *Journal of Marriage and the Family*, 54(3), 570-581.

Boazzaoui, B. (2004), Travail, famille et satisfaction de vie. Synthèse. *Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*, 2004, 3 (63), 47-58.

Bracke, P. (2000), The three-year persistence of depressive symptoms in men and women. *Social Science & Medicine*, 51(1), 51-64.

Brehm, S. S., S. M. Kassin, S. Fein & I. Mervielde (2000), *Sociale Psychologie*. Gent: Academia Press.

Callens, M., W. Van Hoorn & A. De Jong (2000), Labour force participation of mothers, pp. 89-113 in J. De Beer & F. Deven (eds.), *Diversity in Family formation. The 2nd demographic transition in Belgium and the Netherlands*. *European Studies of Population*, 8, pp. 89-113.

Carton, A. (2003), Gezocht: m/v voor gezin en arbeid. Vlamingen en hun opvattingen over de combinatie gezin en arbeid, in 2002, pp. 311-344 in Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, *Vlaanderen gepeild!*, Brussel: Administratie Planning en Statistiek.

Cohen, J. (1977), *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (Revised ed.) New York: Academic Press.

Crompton, R. & C. Lyonette (2006), Work-Life 'Balance' in Europe. *Acta Sociologica*, 49(4), 379-393.

- Duxbury, L. & C. Higgins (2003), *Work-Life Conflict in Canada in the New Millenium: A Status Report*. Final Report for the Healthy Communities Division, Health Canada. (ISBN 0-662-34893-0).
- Duxbury, L. & C. Higgins (2005), *Work-Fife Balance in the New Millennium. Where are we? Where do we need to go?* CPRN Discussion Paper (<http://www.cprn.org>)
- Esping-Andersen, G. (1996), *Welfare States in Transition: National Adaptations in Global Economies*. London, Sage
- Fuwa, M., (2004), *Macro-level Gender Inequality and the Division of Household Labor in 22 Countries*. *American Sociological Review*, 69, 751-767.
- Geist, C. (2005), *The Welfare State and the Home: Regime Differences in the Domestic Division of Labour*. *European Sociological Review*, 21(1), 23-41.
- Gönas, L. (2006), *Gendered divisions of Work: A Multilevel Approach*, chapter 3 in L.Gönas & J. C. Karlsson, *Gender segregation: Divisions of Work in Post-Industrial Welfare-States*, Burlington: Ashgate Publishing Company.
- Goode, W. J. (1960), *A Theory of Role Strain*. *American Sociological Review*, 25(4), 483-496.
- Greenhaus, J. H. & Beutell, N. J. (1985), *Sources of Conflict between Work and Family Roles*. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
- Guest, D. E. (2002), *Perspectives on the Study of Work-life Balance*. *Social Science Information*, 41(2), 255-279.
- Higgins, C., L. Duxbury & K. L. Johnson (2000), *Part-time Work for Women: Does it really help Balancing Work and Family?* *Human Resource Management*, 39(1), 17-32.
- Hildebrandt, E. & B. Littig (2006), *Concepts, approaches and problems of work-life balance*. *European Societies*, 8(2), 215-222.
- Hox, J. (2002), *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. London: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Hox, J. (2007). *Persoonlijk gesprek in het kader van de opleiding 'Multilevel Analyse'*. Gent, 3 april 2007.
- Jacobs, T., S. De Mayer, M. Beck & S. De Bruyn (2000), *Arbeidsverdeling bij samenwonende koppels in België: diversiteit, dynamiek en emancipatie*. *Bevolking en Gezin*, 1, 33-58.
- Keene, J. R. & Quadagno, J. (2004), *Predictors of perceived Work-Family Balance: Gender difference or gender similarity?* *Sociological Perspectives*, 47(1), 1-23.
- Korpi, W. (2000), *Faces of Inequality: Gender, Class, and Patterns of Inequalities in Different Types of Welfare States*. *Social Politics*, 7(2), 127-191.
- Lambrechts, E., V. Dehaes & K. Pauwels (2003), *De verdeling van de huishoudelijke taken en de soort tewerkstelling: Wetenschappelijk onderzoek naar de gevolgen van de arbeidsduur op het gezinsleven*, Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudiën: OVER.WERK Tijdschrift van het Steunpunt WAV 1(2), 208-212.
- Lee, C. M. & L. Duxbury (1998), *Employed Parents Support from Partners, Employers, and Friends*. *The Journal of Social Psychology*, 138(3), 303-322.
- Leitner, A. & A. Wobrewski (2006), *Welfare states and work-life balance: Can good practices be transferred from the Nordic countries to conservative welfare states?* *European Societies*, 8(2), 295-318.

- McInnes, J. (2006), Work-Life Balance in Europe: A Response to the Baby bust or Reward for the Baby boomers? *European Societies*, 8(2), 223-250.
- Mennino, S. F., B. A. Rubin & A. Brayfield (2005), Home-to-job and job-to-home spillover: The impact of Company Policies and Workplace Culture. *The Sociological Quarterly*, 46, 107-135.
- Oshagbemi, T. (2003), Personal correlates of job satisfaction: empirical evidence from UK universities. *International Journal of Social Economics*, 30(11/12), 1210-1232.
- Paul, C., D. McCaffrey, W. M. Mason & S. A. Fox (2003), What Should We Do About Missing Data? (A Case Study Using Logistic Regression with Missing Data on a Single Covariate). California Center for Population Research (CCPR): On-Line Working Paper Series. Los Angeles: University of California. (<http://repositories.cdlib.org/ccpr/olwp/CCPR-028-03>)
- Robie C., A. M. Ryan , R. A. Schmieder , L. F. Parra & P. C. Smith (1998), The relation between job level and job satisfaction. *Group and organisation management*, 23(4), 470-495.
- Sayer, L. (2005), Gender, Time and Inequality: Trends in Women's and Men's Paid Work, Unpaid Work and Free Time, *Social Forces*, 84(1), 285-303.
- Trifletti, R. (1999), Southern European Welfare Regimes and the worsening Position of Women. *Journal of European Social Policy*, 9(1), 49-64.
- Van Bavel, J. (2004), Beroepsarbeid van vrouwen en de daling van de vruchtbaarheid in het Westen, 1850 2000, Is er een oorzakelijk verband? *Bevolking en Gezin*, 33(1), 61-90.
- van der Lippe, T., Jager, A. & Kops, Y. (2006), Combination Pressure. The paid Work-Family Balance of Men and Women in European Countries. *Acta Sociologica*, 2006, Vol. 49, No. 3, Pp. 303-319.
- Van Dongen, W., M. Beck, & E. Vanhaute (2001), Beroepsleven en gezinsleven. Het combinatiemodel als motor voor een actieve welvaartstaat? Leuven/Apeldoorn: Garant.
- Veenhoven, R. (1987), Alleen leven en geluk: verhoogt onvrede met het leven de kans om alleen te komen staan? *Gedrag en Gezondheid*, 15, 107-117.
- Voydanoff P. (1988), Work Role Characteristics, Family Structure Demands, and Work/Family Conflict. *Journal of Marriage and the Family*, 50(3), 749-761.
- Voydanoff, P. (2002), Linkages Between the Work-Family Interface and Work, Family, and Individual Outcomes: An Integrative Model. *Journal of Family Issues*, 23(1), 138-164.
- VRIND (2001), aps.vlaanderen.be/statistiek/publicaties/pdf/VRIND/vrind2001/demo_con.pdf -
- Wauterickx N. & P. Bracke (2005), Unipolar depression in the Belgian population - Trends and sex differences in an eight-wave sample. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 40(9), 691-699.
- White, M., S. Hill, P. McGovern, C. Mills & D. Smeaton (2003), 'High-performance' Management Practice, Working Hours and Work-Life Balance. *British Journal of Industrial Relations*, 41(2), 175-195.
- Wolf, F. M. (1977), *Meta-Analysis. Quantitative methods for research synthesis*. Newbury Park, CA: Sage.

Appendix

1. Appendix 1: beschrijvende statistieken voor de totale en de Vlaamse steekproefselectie: gemiddelden met standaard afwijking of percentages (juni):

Variabele	totale steekproef		vlaanderen	
	mannen (N=3712)	vrouwen (N= 3628)	mannen (N= 379)	vrouwen (N= 312)
	\bar{X} (Std. afw.) / %	\bar{X} (Std. afw.) / %	\bar{X} (Std. afw.) / %	\bar{X} (Std. afw.) / %
<i>Afhankelijke variabelen</i>				
arbeid-gezin spillover (score op 7)	3,40 (1,73)	3,43 (1,64)	3,64 (1,87)	3,70 (1,69)
gezin-arbeid spillover (score op 7)	1,65 (1,01)	1,85 (1,19)	1,53 (0,99)	1,87 (1,20)
werktevredenheid (score op 7)	5,23 (1,06)	5,23 (1,07)	5,32 (0,89)	5,15 (0,95)
gezinstevredenheid (score op 7)	5,79 (0,86)	5,67 (0,94)	5,68 (0,85)	5,57 (0,86)
<i>Gezinsgerelateerde variabelen</i>				
aantal kinderen	1,02 (1,11)	0,98 (1,06)	0,86 (1,05)	1,10 (1,13)
gemiddeld aantal uren huishoudelijke arbeid per week	6,95 (7,03)	14,34 (10,02)	8,28 (10,65)	18,31 (13,50)
het eigen aandeel in de huishoudelijke taken	-0,36 (0,37)	0,40 (0,33)	-0,39 (0,35)	0,42 (0,33)
werkdur van de partner:				
niet werkend	0,26	0,08	0,26	0,07
parttime tewerkgesteld	0,20	0,04	0,29	0,04
fulltime tewerkgesteld	0,46	0,82	0,33	0,73
geen informatie	0,08	0,07	0,12	0,16
externe huishoudelijke hulp wordt ingeschakeld	0,07	0,10	0,09	0,19
<i>Werkgerelateerde variabelen</i>				
werkuren	43,59 (10,68)	33,98 (11,59)	43,93 (12,14)	31,95 (14,04)
supervisie behoort tot de job	0,48	0,27	0,43	0,23
sector van tewerkstelling:				
overheid of social profit sector	0,24	0,38	0,24	0,34
private sector	0,59	0,52	0,60	0,53
als zelfstandige	0,17	0,10	0,16	0,13
<i>Attitudevariabele</i>				
geslachtsroloriëntatie (score van 1 tot 5)	3,40 (0,63)	3,68 (0,60)	3,16 (0,60)	3,46 (0,56)
<i>Controlevariabelen</i>				
leeftijd (25 - 60jaar)	42,84 (9,23)	41,19 (9,13)	43,35 (9,61)	40,62 (8,60)
opleidingsniveau				
geen of lager dan hoger secundair	0,40	0,35	0,28	0,21
hoger secundair	0,25	0,26	0,37	0,33
hoger onderwijs, niet universitair	0,13	0,17	0,23	0,35
universitair	0,22	0,21	0,12	0,11

